

**Francisco Jareño Cebrián**

**RIESGO DE INTERÉS E INFLACIÓN  
EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL**

I.S.B.N. Ediciones de la UCLM  
978-84-8427-564-0



---

Ediciones de la Universidad  
de Castilla-La Mancha

Cuenca, 2007



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES  
DEPARTAMENTO DE ANÁLISIS ECONÓMICO Y FINANZAS  
ÁREA DE ECONOMÍA FINANCIERA

# “RIESGO DE INTERÉS E INFLACIÓN EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL”

## TESIS DOCTORAL

Francisco Jareño Cebrián

Albacete, 2006



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES  
DEPARTAMENTO DE ANÁLISIS ECONÓMICO Y FINANZAS  
ÁREA DE ECONOMÍA FINANCIERA

# **“RIESGO DE INTERÉS E INFLACIÓN EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL”**

**Tesis doctoral**  
presentada por

**Francisco Jareño Cebrián**  
Departamento de Análisis Económico y Finanzas

**Director**  
Eliseo Navarro Arribas

**Codirector**  
Antonio Díaz Pérez

**Albacete, 2006**



“Hacer todo el bien posible. Amar la libertad sobre todas las cosas y aun cuando fuera por un trono, nunca traicionar a la verdad”

(Beethoven)

*A mis padres, hermanas y amigos*

## **Agradecimientos**

En primer lugar quería agradecer a mis directores de tesis, Dr. D. Eliseo Navarro Arribas (Director) y Dr. D. Antonio Díaz Pérez (Codirector), toda la ayuda que me han proporcionado durante estos años de realización de mi tesis doctoral, no sólo en el plano profesional, sino también en el personal. Agradezco todos sus comentarios y sugerencias, su revisión constante de mi trabajo..., incluso sus “toques de atención” que me han permitido poder presentar y defender finalmente este trabajo.

Agradezco también el apoyo de mis compañeros del Área de Economía Financiera, empezando por Marta (amiga, además de compañera) y continuando por Paco, Pedro, Goyo, Juan... sin olvidar a los becarios que han pasado por el área de Economía Financiera (Andrés, Graci, Juanjo y Eva). También tengo que destacar el apoyo mutuo que nos hemos brindado un grupo importante de compañeros de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de Albacete que hemos vivido prácticamente de forma paralela la realización de nuestras tesis doctorales (Mariola, Carlota, Esteban, Yolanda, José Luis, Montse, Pilar, Encarni...).

También merecen ser nombrados todos aquellos compañeros de otras universidades que han permitido enriquecer este trabajo con sus comentarios, no sólo en los foros de discusión oficiales (congresos, conferencias, seminarios...), sino también en charlas informales y amigables. Algunos de estos compañeros son Marisa y Gloria (Univ. Murcia), Juan Pedro (Instituto de Empresa), M<sup>a</sup> del Mar (Univ. Extremadura), Román, Julio, Cristóbal, C. José, Begoña y Ana M. (Univ. Valencia), Eva Liljeblom (Univ. Helsinki), Wolfgang Bessler (Univ. Giessen), Paolo (Univ. Brescia), Christoph Heumann (Univ. Mannheim)...

Muchas otras personas de la Universidad de Castilla-La Mancha han ayudado a la realización de esta tesis doctoral, como son el personal de administración y servicios de la Facultad de CC Económicas y Empresariales y, fundamentalmente, el relacionado con temas de biblioteca, agradeciendo especialmente la ayuda inestimable de Marian, Esther y José Eugenio, por citar los nombres de las personas a las que más veces he recurrido.

También quería agradecer el apoyo, los comentarios y sugerencias, así como la preocupación del resto de compañeros de otras áreas que siempre se han interesado por el estado de mi trabajo: Pepe, Óscar, Elisa, Matías, Cristina, M<sup>a</sup> José, Sole, Lourdes, M<sup>a</sup> Ángeles, Carmen, Ángela, Gonzalo, Juan, Víctor, Agustín, Emilio..., tantos que no cabrían en estos agradecimientos.

Como ocurre en los grandes acontecimientos de la vida, éste no podría haber sido posible sin el apoyo incondicional de mi familia. Les agradezco el empuje y el ánimo que me han brindado en todo momento mis padres, mis hermanas (Dori y Aurora), así como el resto de mi familia, Elías, mi abuelo, mis tíos, primos...

Otro apoyo inestimable durante todos estos años ha sido el brindado por los amigos. Quiero agradecer el que todos ellos hayan tenido que soportar mi “enclaustramiento”, fundamentalmente estos últimos meses, para poder finalizar con éxito mi trabajo. Por ello, hoy puedo decir más alto que nunca que son mis amigos, pues siguen ahí a pesar de todo. Quería agradecer el apoyo incondicional, sincero y total de “mi gran amigo” Juan y “mi gran amiga” Geno (que es mi tercera hermana), Marta, Esther, Maite, Sión (a pesar de la distancia), Carlota, Mariola, Carol, Raúl, Lola, Juan, Yoli, Chiky, Marta, Tanya, Sergio, Esther (2), Vanesa, Luis, Laura, Fran, Joan, Bea, Eva..., hay tanta gente a la que le debo agradecer muchos momentos de aliento que necesitaría muchas páginas para poder hacerlo.

Todos vosotros habéis sido las personas que mejor habéis entendido mi situación y habéis sabido animarme en todo momento con las palabras de aliento que he necesitado. Gracias por estar ahí, pues habéis compartido conmigo no sólo los buenos momentos sino también los malos, ¡GRACIAS!

## ÍNDICE

---

### CAPÍTULO 1: Introducción

1. Interrelación entre tipos de interés y mercados de renta fija y variable.....	1
2. Concepto de duración.....	2
3. Sensibilidad ante tipos de interés reales y tasa de inflación.....	3
4. Definición de riesgo de interés.....	5
5. Modelos de valoración de riesgo de interés.....	6
6. Propuesta de clasificación de los modelos de riesgo de interés.....	9
7. Estructura de la presente tesis doctoral.....	12

### CAPÍTULO 2: Duración de activos y *shocks* inflacionistas

1. Introducción.....	15
2. La paradoja de la duración de las acciones.....	15
3. Estimación de la capacidad de absorción de la inflación.....	19
4. Datos y prueba del modelo.....	23
5. Estimaciones de la capacidad de absorción de la inflación.....	28
6. Duración de los activos.....	32
6.1. Datos y metodología.....	33
6.2. Resultados empíricos.....	36
7. Capacidad de absorción de la inflación y duración de los activos.....	37
8. Capacidad de absorción de la inflación y duración de los activos ante cambios en la tasa de inflación.....	39
8.1. Sensibilidad ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación.....	40
8.2. Estimación del componente esperado de la inflación.....	40
8.3. Modelo de dos factores extendido.....	46
8.3.1. Descomposición de los tipos de interés nominales.....	47
8.3.2. Análisis del efecto <i>Fisher</i> a medio plazo.....	49
8.4. Estimación del modelo y resultados.....	51
8.5. Relación entre capacidad <i>flow-through</i> y duración “inflación”.....	52
9. Otros factores explicativos de la sensibilidad de los rendimientos de los activos.....	53
9.1. Datos y metodología.....	57

## ÍNDICE

---

9.2. Estimación y resultados.....	59
10. Conclusiones.....	65
Anexo.....	70

### **CAPÍTULO 3: El anuncio de inflación y su impacto sobre los rendimientos sectoriales**

1. Introducción.....	73
2. Teorías explicativas.....	75
3. Datos y metodología.....	78
4. Estimación del componente esperado de la inflación.....	85
5. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación.....	92
5.1. Análisis preliminar.....	93
5.2. Efectos de la inflación no esperada en los rendimientos anormales.....	100
5.2.1. Análisis intersectorial preliminar.....	101
5.2.2. Metodología en el análisis de la inflación no esperada.....	104
5.2.3. Resultados.....	105
6. Efectos de la inflación no esperada en función del estado de la economía, de la dirección de la sorpresa y de la nueva metodología en la estimación del IPC.....	108
6.1. Prueba de estabilidad de coeficientes.....	109
6.2. Respuesta ante sorpresas positivas y negativas de inflación.....	110
6.2.1. Persistencia en la dirección de las noticias de inflación.....	113
6.3. Respuesta en función del estado de la economía.....	115
6.3.1. Determinación del estado de la economía.....	117
6.3.2. Respuesta en función del estado de la economía.....	119
6.3.3. Respuesta en función del estado de la economía: propuesta alternativa.....	122
6.4. Respuesta en función del estado de la economía y de la dirección de la sorpresa.....	123
6.5. Principales resultados y su relación con la capacidad de absorción de la inflación.....	127
7. Otros factores explicativos: tipos de interés, prima de riesgo y expectativas de crecimiento.....	131
7.1. Respuesta del tipo de interés libre de riesgo.....	133



## ÍNDICE

---

7.2. Respuesta de la prima de riesgo de las acciones.....	135
7.3. Respuesta de las expectativas de crecimiento.....	138
8. Resumen y conclusiones.....	141

### **CAPÍTULO 4: Inflación subyacente y *spread* respecto a la inflación europea**

1. Introducción.....	145
2. Revisión de la literatura.....	145
3. Índice de Precios al Consumo Armonizado (IPCA): Unión Europea y España.....	147
3.1. Proceso de armonización del IPCA.....	147
3.2. Características técnicas del IPCA.....	147
4. Índice de precios de consumo europeo e Índice de Precios de Consumo de la Unión Monetaria.....	149
5. Datos utilizados.....	150
5.1. Inflación subyacente.....	150
5.2. <i>Spread</i> entre el IPCA español y de la zona euro.....	153
5.3. Rendimientos sectoriales.....	156
6. Respuesta a corto plazo de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación....	159
6.1. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta la inflación subyacente y el componente “no subyacente”.....	160
6.2. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta el componente subyacente y “no subyacente” de la tasa de inflación y el diferencial o <i>spread</i> entre la inflación armonizada de España y la UE.....	162
7. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta las dos medida propuestas, inflación subyacente y <i>spread</i> entre inflación española y europea, y en función de la dirección de las noticias de éste último.....	165
8. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta la inflación subyacente y el <i>spread</i> entre inflación española y europea, y en función de la dirección de las noticias de éste último así como el estado de la economía....	168
9. Respuesta a largo plazo de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación....	175
10. Resumen y conclusiones.....	177

### **CAPÍTULO 5: Conclusiones.....181**

### **Referencias Bibliográficas.....187**

## **CAPÍTULO 1. Introducción**

El objetivo de esta investigación reside en estudiar el impacto de las variaciones de los tipos de interés en la cotización de las acciones, debido fundamentalmente al incremento espectacular en el uso de la financiación externa por parte de las empresas, tanto financieras como no financieras, así como por el continuo cambio en la variabilidad de los tipos de interés en los últimos años, lo que ha supuesto que dichas fluctuaciones de los tipos de interés se hayan convertido en una de las principales fuentes de riesgo para las empresas. Podemos afirmar, por tanto, que el valor de las empresas, y por ende sus rendimientos, se van a ver afectados por los tipos de interés.

### **1. Interrelación entre tipos de interés y mercados de renta fija y variable**

Una vez destacada la relevancia de los tipos de interés en la valoración de las acciones, la gran interrelación existente entre los tipos de interés y el mercado de acciones emerge como un hecho de elevada importancia, si tenemos en cuenta que las entidades financieras suelen tener obligaciones a largo plazo cuyo valor de mercado resulta sensible a los cambios que experimentan los tipos de interés. En la medida en que mantienen activos de renta variable, junto con los tradicionales activos de renta fija, en sus carteras de inversión (destinadas a cubrir sus obligaciones), resultará muy importante que los gestores posean una medida de la sensibilidad del valor de las acciones ante las fluctuaciones de los tipos de interés, para así poder controlar el riesgo de interés de sus posiciones a largo plazo y reducir de forma ostensible la volatilidad ante esas variaciones.

En el caso de las acciones, la vinculación entre los tipos de interés y su cotización resulta más compleja que para el caso de los títulos de renta fija, ya que sólo una determinada porción de la volatilidad del precio de los activos de renta variable puede ser atribuida al efecto de los movimientos de los tipos de interés.

En los últimos años se ha puesto de manifiesto el hecho de que los mercados de acciones se encuentran altamente relacionados con los cambios no esperados en los tipos de interés. Por lo general, se observa una relación inversa entre los tipos de interés y el precio de los títulos, la cual puede tener su origen en los procesos de trasvase de capitales que se producen entre los mercados de renta fija y renta variable debido a la competencia entre ambos en lo que se refiere a captación de recursos de inversión, en cuanto a los modelos de valoración de activos financieros y en el efecto riqueza. Esa

relación negativa entre los tipos de interés y la cotización de las acciones también puede explicarse por el nivel de endeudamiento financiero de las empresas.<sup>1</sup>

La aportación fundamental de nuestro estudio consistirá en el análisis de la incidencia de los cambios de los tipos de interés nominales sobre las cotizaciones bursátiles, separando el efecto de los cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada, con el propósito de intentar resolver la llamada paradoja de la duración de las acciones. Para ello se utiliza básicamente el concepto de duración de un activo financiero extendido al ámbito de la renta variable, como herramienta que indica la sensibilidad del precio del título ante cambios experimentados por los tipos de interés. Su uso hará posible realizar una gestión integral del riesgo de interés, no limitada a los títulos de renta fija. A partir de ahí, nos centraremos en el estudio del componente no esperado de la tasa de inflación, veremos cómo afecta a los rendimientos sectoriales y destacaremos la importancia de la capacidad de absorción de la inflación de las empresas en la sensibilidad exhibida.

## **2. Concepto de duración**

La duración ha sido, desde hace bastante tiempo, una herramienta muy útil en el marco de la renta fija (Durand, 1957), sobre todo desde los trabajos de Macaulay (1938), en el que la duración es entendida como una medida de la vida media de un título, y de Hicks (1939), en el que la duración se considera como la elasticidad del valor del título respecto a las fluctuaciones de los tipos de interés. Normalmente, este instrumento se utiliza como una medida de la gestión del riesgo de interés que afecta a las carteras de valores y también para la gestión de activos y pasivos aplicable a casi todas las instituciones financieras. Su aplicación al ámbito de la renta variable llegará mucho más tarde, alrededor de los años setenta (por ejemplo, Leibowitz y Martin, 1986).

La dificultad de calcular el riesgo procedente de las variaciones de los tipos de interés en el ámbito de la renta variable se debe a numerosas causas, explicadas todas ellas por los autores Copeland y Stapleton (1985), entre las que destacan la complejidad de los flujos de caja generados por las acciones, debido a su carácter incierto, el hecho de que las acciones no tengan un vencimiento determinado de antemano, la circunstancia de que el tipo de interés sólo sea un factor de los muchos que influyen en

---

<sup>1</sup> Una disminución de los tipos de interés tiene un efecto directo sobre los gastos financieros de la empresa, reduciéndolos, lo cual mejora los beneficios futuros esperados de las sociedades que cotizan, y en última instancia, mejora también el precio de los títulos.

el valor de las acciones o el hecho de que la tasa nominal de descuento pueda variar por fluctuaciones de los tipos de interés nominales o de cambios en la percepción de riesgo que el mercado tiene respecto a una determinado inversión en renta variable.

El concepto de duración de una acción o título de renta variable recoge una parte del riesgo provocado por las variaciones de los tipos de interés, el “riesgo de precio o mercado” (variación en el precio del título ante fluctuaciones de los tipos de interés).<sup>2</sup> Por ello, el instrumento de la duración es más apropiado para el ámbito de la renta fija, ya que las variaciones de los tipos de interés explican prácticamente la totalidad de las fluctuaciones del precio del título de renta fija. Sin embargo, en el caso de los valores de renta variable, los movimientos de los tipos de interés sólo explican una parte de las variaciones sufridas por el valor del título, ya que hay muchos otros factores que también intervienen en sus cambios, como el riesgo de negocio, el financiero...

Un cálculo adecuado de la duración de una acción permitirá estimar la exposición al riesgo de interés de estos títulos, por lo que es una medida fundamental para diseñar estrategias de gestión del riesgo de interés por parte de los gestores de carteras. Así, será posible llevar a cabo una gestión total del riesgo de interés de las carteras de renta fija, pero también de aquellas carteras mixtas y carteras de renta variable.

### **3. Sensibilidad ante tipos de interés reales y tasa de inflación**

A la hora de analizar las repercusiones de las variaciones de los tipos de interés sobre el mercado bursátil pensamos que es interesante distinguir el origen de dicha variación. Por ello, proponemos como aportación a la literatura la separación entre las variaciones de los tipos de interés reales de lo que son movimientos en la tasa de inflación esperada.

Por una parte, tenemos las variaciones de los tipos de interés originadas por variaciones en la tasa de inflación, y por otra, las variaciones originadas por incrementos o decrementos del tipo de interés real. Las repercusiones sobre la cotización de los activos de renta variable de variaciones de los tipos de interés pueden ser muy distintas. El efecto de las primeras va a depender fundamentalmente de la capacidad de las empresas para repercutir en el precio de sus productos y servicios las mayores o menores expectativas de inflación. Por el contrario, las variaciones que

---

<sup>2</sup> En este trabajo, la duración se considera como una medida de la sensibilidad del valor del título frente a variaciones sufridas por el tipo de interés sin riesgo.

tienen su origen en los movimientos del tipo de interés real han de tener una importante repercusión en las cotizaciones bursátiles.

El análisis de estas dos fuentes de incertidumbre es de especial interés de cara a la medición de los riesgos y el diseño de estrategias de protección frente a las variaciones de los tipos de interés, por lo que tiene una gran importancia para los gestores de carteras, cuyo objetivo básico es controlar la sensibilidad de las mismas. Por otra parte, la mayoría de los estudios realizados en España sobre la interrelación de los tipos de interés y los mercados bursátiles no realizan esta distinción entre variaciones de los tipos de interés causadas por fluctuaciones en la tasa de inflación y cambios en los tipos de interés reales.

Un paso importante hacia la resolución de la “Paradoja de la Duración de las Acciones” (mayores valores teóricos que empíricos) podría seguir el camino de estudios recientes (extensiones de Leibowitz al modelo del Factor Franquicia) que examinan la relación entre el crecimiento de las ganancias a largo plazo y las expectativas de inflación. Asumiendo que la inflación se traspasa en parte hacia las ganancias nominales, estos estudios son capaces de obtener unas estimaciones de la duración revisadas más consistentes con los valores observados empíricamente.

Por ello, en este trabajo destacamos la idea de que el valor de la empresa se verá afectado por fluctuaciones de tipos de interés, pero su efecto, según algunos autores, dependerá de la capacidad que tengan las empresas de transferir los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos y servicios. Será muy importante la estimación de los coeficientes de absorción de la inflación (*flow-through*) de las empresas españolas, para analizar así dicha capacidad mencionada anteriormente.

Algunos estudios empíricos son, por ejemplo, el de Sweeney y Warga (1986), que examinan la exposición de las empresas a los tipos de interés nominales; Flannery y James (1984) y Oertmann et al. (2000), que estudian la sensibilidad de los bancos comerciales y otras instituciones de depósito y, finalmente, Kadiyala (2000), que examina sectores bancarios. Los hallazgos empíricos sugieren que la senda seguida por las ganancias es un factor importante de la sensibilidad de las acciones ante la tasa de inflación (y los tipos de interés en general.)

#### 4. Definición de riesgo de interés

El riesgo de tipo de interés lo podemos definir como la posibilidad de que el valor de mercado de una empresa se vea afectado negativamente por las fluctuaciones en los tipos de interés. Según Bartram (2002), la exposición económica a fluctuaciones en los tipos de interés vendría originada por el impacto que los cambios no esperados en los tipos de interés tienen sobre el valor de la empresa. En el caso de los bancos u otras instituciones financieras, los efectos tienen una importancia destacada, ya que una buena gestión del riesgo de interés contribuirá de forma significativa a sus ganancias. Estas empresas del sector financiero pueden gestionar de forma eficiente su riesgo de tipo de interés, ya que existen sofisticadas técnicas para la identificación y la medición de la exposición a dicho riesgo.

Hay que destacar que los cambios en los tipos de interés también son importantes para las empresas no financieras; sin embargo, los efectos directos pueden ser identificados más fácilmente en los activos y pasivos financieros, los cuáles se manifiestan como cambios en el valor de mercado, pagos de interés o coste de oportunidad. Por tanto, las características específicas de los activos determinan la naturaleza y el tamaño del impacto de dichos cambios en los tipos de interés.

Además de este efecto sobre los activos financieros, los movimientos en los tipos de interés pueden afectar también sobre el valor de los activos reales y los proyectos de inversión. Esto debería tenerse en cuenta al analizar y gestionar el efecto total de los cambios en los tipos de interés sobre el valor de las empresas no financieras. Hacer coincidir las características de los activos y pasivos financieros no conduce a la inmunización completa del valor de una empresa no financiera. En la mayoría de los casos no se tiene en cuenta esta exposición total a variaciones en los tipos de interés debido al problema que supone su identificación y medición, ya que los valores de mercado no están disponibles de forma regular –en muchas ocasiones- o los flujos de caja no están fijados contractualmente. Sin embargo, los cambios en dichos tipos de interés afectan a los flujos de caja y al valor de los activos de la empresa, ya que los tipos de interés determinan en última instancia las decisiones de inversión y están unidos a los ciclos de negocio.

Como hemos mencionado, debido a su impacto sobre el coste de la deuda a largo plazo, los tipos de interés también a largo plazo son especialmente relevantes para la actividad de inversión de las empresas –especialmente en lo que se refiere a la adquisición de activo inmobiliario o construcción de naves-.

Una gran evidencia empírica –Schink y Coger (1994), Hevert et al. (1998 a), O’Neal (1998), Sweeney (1998), Bartram (2002) y Soto et al. (2005)- nos permite afirmar que hay una relación negativa y significativa entre la evolución de los tipos de interés y los precios de los activos.

## **5. Modelos de valoración de riesgo de interés**

En lo que se refiere a la clasificación de los modelos de valoración de riesgo de interés de los títulos de renta variable, algunos autores realizaron una primera distinción entre modelos empíricos y modelos teóricos (Ferrer, 2000). A su vez, dentro de los modelos teóricos, diferenciaron otras dos categorías, en función de si cumplían o no la hipótesis de independencia entre la tasa nominal de descuento y la tasa de crecimiento de los dividendos futuros esperados, hipótesis que tendrá una influencia extraordinaria sobre el valor de la duración de las acciones y su consistencia sobre el comportamiento observado en el mercado de acciones.

Según estos autores, el primer análisis que hay que realizar para poder desarrollar los modelos de valoración de riesgo de interés de las acciones es el que se refiere a la relación que mantienen los tipos de interés y el mercado de títulos de renta variable. La relación entre ambos elementos se canaliza por varias vías que exponemos a continuación:

i.- Los tipos de interés, junto con la prima de riesgo que remunera la incertidumbre de los dividendos futuros que será capaz de pagar la empresa, forman parte de la tasa nominal de descuento la cual será utilizada en los modelos de valoración de descuento de flujos de caja futuros, por lo que los inversores, a la hora de valorar las acciones tendrán en cuenta los movimientos de los tipos de interés, y podemos afirmar que surgirá una relación inversa entre los tipos de interés y el precio de las acciones.

Podemos decir que existe un alto nivel de competencia entre los mercados de renta fija y los mercados de acciones, por lo que el tipo de interés puede ser considerado como un coste de oportunidad de invertir en acciones. Los movimientos de los tipos de interés provocarán una salida y entrada de capitales de un mercado a otro, según la dirección de su movimiento.

Si se produce una bajada en los tipos de interés, los títulos de renta fija perderán atractivo para los inversores, por lo que se producirá una salida de capitales del mercado de bonos y, por el contrario, se producirá una entrada de los mismos en el mercado de acciones, ya que éstas, en términos relativos, aumentan su atractivo respecto a los títulos

de renta fija. Se produce un aumento de la demanda de acciones, por lo que el movimiento de los tipos de interés ha provocado un aumento en la cotización de las acciones. Lo contrario sucedería ante un aumento de los tipos de interés.

Este efecto se producirá en mayor o menor medida en función de que los inversores consideren bonos y acciones como productos sustitutivos más o menos cercanos o no.

ii.- Los tipos de interés también afectarán a las variables macroeconómicas de la economía, sobre todo a lo que es la inversión real y el crecimiento económico. Esto hará que también afecten a lo que son los flujos de caja generados por una determinada empresa. Los efectos de un aumento de tipos o una disminución son totalmente distintos. Un aumento de los tipos de interés provocará una disminución de la inversión real, porque ésta se ha encarecido, lo que conducirá a un menor crecimiento económico futuro. Esto quiere decir que los flujos de caja futuros que generará la empresa serán menores, también menores los dividendos que repartirá la empresa, y, por tanto, también menor será la cotización del título. Lo contrario sucedería con una disminución de los tipos de interés.

iii.- Algunos autores también ven los tipos de interés como referencia básica del coste de llevar a cabo negocios. Aumentos de los tipos de interés pueden incrementar el lastre que supone para la empresa la financiación externa, así como otro tipo de costes, lo cual hará disminuir los márgenes de la entidad y su cotización en bolsa.

iv.- En numerosos trabajos, los tipos de interés nominales son utilizados para predecir la inflación, ya que ésta no es observable de forma directa en los mercados; por ello, también podemos decir que existe una relación de carácter negativo entre la tasa de inflación y la cotización bursátil (Fama, 1975, 1981, 1982, 1990), aunque como veremos más adelante habrá que tener en cuenta muchos otros elementos.

Con todo lo que se ha expuesto anteriormente, podemos decir que existe una relación negativa entre los tipos de interés y la cotización bursátil de una acción, por lo que aumentos de los tipos de interés provocarán bajadas en el valor de las acciones y disminuciones de los tipos llevarán a aumentos de dicho valor.

Podemos distinguir de forma clara, por tanto, dos tipos de modelos de valoración de riesgo de interés que utilizan como instrumento de medición el concepto de la duración del título:

1.- Hay un primer grupo de modelos que estiman la duración de la acción desde una perspectiva empírica, para así poder aprehender el comportamiento que realmente



se ha observado en los mercados. Dentro de este grupo podemos encontrar el modelo de correlación de Leibowitz (1986) y el modelo de la duración empírica de Mosheni y Plummyène (1991).

2.- El otro grupo de modelos tendría como referente fundamental la versión simplificada G-S del modelo *DDM* (*Dividend Discount Model*). Todos estos modelos se caracterizan por adoptar una serie de hipótesis restrictivas y simplificadoras. Dentro de este grupo podemos realizar otra división en función de si los modelos asumen o no la hipótesis de independencia entre la tasa de crecimiento de los dividendos futuros esperados y la tasa nominal de descuento.

Entre los modelos teóricos que asumen la hipótesis de independencia entre la tasa nominal de descuento y la de crecimiento de los dividendos futuros esperados encontramos el *DDM* tradicional, el modelo de Casabona et al. (1984) y el de Hurley y Johnson (1994, 1995, 1998). Estos modelos se caracterizan por obtener unos valores de la duración muy altos y que no son congruentes con los valores observados en los mercados de acciones.

Por otro lado, los modelos que no asumen dicha hipótesis se caracterizan por tener en cuenta las interrelaciones que existen entre la tasa de crecimiento de los dividendos futuros esperados y los componentes que integran la tasa nominal de descuento. Entre ellos encontramos el modelo depurado de Leibowitz et al. (1989) y Sorensen (1989) y el modelo del Factor Franquicia de Leibowitz y Kogelman (1990, 1991, 1993, 1994). Con estos modelos es posible estimar una duración que sea bastante consistente con los valores observados en los mercados de títulos de renta variable.

**Tabla 1.1.-** Clasificación de los modelos de valoración de riesgo de interés

<b>MODELOS</b>	MODELO DE CORRELACIÓN DE LEIBOWITZ	
<b>EMPÍRICOS</b>	MODELO DE LA DURACIÓN EMPÍRICA	
<b>MODELOS</b>	HIPÓTESIS DE INDEPENDENCIA	MODELO DE DESCUENTO DE DIVIDENDOS
		MODELO DE CASABONA, FABOZZI Y FRANCIS
		MODELO DE HURLEY Y JOHNSON
<b>TEÓRICOS</b>	NO HIPÓTESIS DE INDEPENDENCIA	MODELO DEPURADO DE LEIBOWITZ ET AL.
		MODELO DEL FACTOR FRANQUICIA DE LEIBOWITZ Y KOGELMAN EXTENSIONES DEL MODELO DEL FF

## 6. Propuesta de clasificación de los modelos de riesgo de interés

En este trabajo de investigación se propone otra clasificación que distingue entre tres grandes grupos o bloques de trabajos, siendo ésta la primera de las contribuciones o aportaciones que presentamos:

- a) **Modelos basados en el DDM** (Gordon, 1959, y Gordon y Shapiro, 1956)
- b) **Modelos Factoriales**, (Modelos *ad hoc*), dentro de los cuáles distinguimos:
  - a. Basados en el modelo de dos factores (Stone, 1974)
  - b. Basados en el modelo de tres factores (Fama y French, 1993)
- c) **Modelos híbridos**, a medio camino entre el primer y el segundo grupo.

En este primer capítulo hemos pretendido examinar los distintos trabajos que se han centrado en analizar la sensibilidad de los precios de los títulos de renta variable frente a variaciones de dos fuentes de riesgo, el tipo de interés y la tasa de inflación.

**Tabla 1.2.- Modelos basados en el DDM**

	Trabajos	<i>Flow-through</i>	Comentarios
Modelo de Gordon-Shapiro	Gordon (1959) y Gordon y Shapiro (1956)		Crecimiento constante y perpetuo de los dividendos, independiente del resto de variables
Modelo del factor equivalente de certeza	Casabona et al. (1984)		Los dividendos son Flujos de Caja libres de riesgo
Modelo de duración	Hurley y Johnson (1994, 1995, 1998)		Los dividendos siguen un proceso estocástico de Markov
Modelo de correlación	Leibowitz (1986)		Utiliza el grado de correlación entre los rendimientos del mercado de bonos y de acciones para estimar la duración de las acciones
Modelo de absorción de la inflación	Asikoglu y Ercan (1992)	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Análisis sectorial Una mayor capacidad <i>flow-through</i> supone una menor sensibilidad
Modelo de absorción de la inflación	Jareño (2005)	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Análisis sectorial (caso español) Distinta capacidad <i>flow-through</i> en función del sector al que pertenezca cada empresa
Modelo depurado o refinado	Leibowitz et al. (1989) y Sorensen (1989)	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Tiene en cuenta la conexión entre la tasa nominal de descuento y la tasa de crecimiento de los dividendos
Modelo del factor franquicia	Leibowitz y Kogelman (1990, 1991, 1994, 2000) y Leibowitz y Martin (1997)	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Descompone el precio de la acción en valor tangible y valor franquicia
Otros trabajos	Hamelink et al. (2002)	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Desarrollan expresiones de la duración de activos inmobiliarios

**Tabla 1.3.-** Modelos basados en el modelo de factores**Panel A:** Basados en el modelo de Stone (1974)

Trabajos	Factores	Comentarios
Akella y Chen (1990)	Tipos de interés nominales	Relación negativa y significativa Se basan en activos bancarios
Booth y Officer (1985), Chance y Lane (1980)	Tipos de interés nominales	Relación no significativa en empresas no financieras
Kane y Unal (1988)	Tipos de interés nominales	La relación depende del periodo considerado Cambios en los tipos de interés a largo plazo Se basan en activos bancarios
Flannery y James (1984)	Tipos de interés nominales	Relación negativa y significativa Tipos de interés obtenidos de procesos ARIMA Se basan en activos bancarios
Yourougou (1990)	Tipos de interés nominales	Relación negativa y significativa, pero depende de la muestra según el autor Se basan en activos bancarios
O'Neal (1998), Sweeney (1998)	Tipos de interés nominales	Relación negativa y significativa Factores explicativos
Fraser et al. (2002)	Tipos de interés nominales	Relación (no lineal) negativa y significativa Se basa en activos bancarios Tipos de interés obtenidos de procesos ARIMA Tiene en cuenta el ciclo económico Estimación SUR ( <i>Seemingly Unrelated Regression</i> ) Factores explicativos
Oertmann et al. (2000)	Tipos de interés nominales nacionales y globales	Relación no significativa en empresas no financieras
Benink y Wolff (2000)	Tipos de interés nominales en distintos periodos	Se basan en activos bancarios Datos de encuestas y errores de pronóstico de procesos ARIMA sobre tipos de interés Relación negativa y con distinto nivel de significación en cada subperiodo
Madura y Schnusenberg (2000)	Tipos de interés nominales	Analizan rendimientos de activos bancarios
Bartram (2002)	Tipos de interés nominales	Análisis de empresas no financieras Relación negativa y significativa Estimación SUR Factores explicativos
Soto et al. (2005)	Tipos de interés nominales	Se basan en empresas no financieras (caso español) Estimación SUR Relación negativa y significativa Factores explicativos
Flannery et al. (1997)	Tipos de interés nominales	Relación no lineal Tienen en cuenta la volatilidad del tipo de interés Uso de modelos GARCH
Elyasiani y Mansur (1998)	Tipos de interés nominales	Tienen en cuenta la volatilidad del tipo de interés Uso de modelos GARCH
Staikouras (2004, 2005)	Tipos de interés nominales	Tienen en cuenta la volatilidad del tipo de interés
Schwert (1981)	Tasa de inflación	Efecto anuncio de inflación negativo sobre los rendimientos Datos de encuestas para estimar la inflación esperada
Caporale y Jung (1997)	Tasa de inflación	Relación inversa entre inflación y precios de activos
Pearce y Roley (1988)	Tasa de inflación Incorporan características de la empresa	Efecto anuncio de inflación Datos de encuestas para estimar la inflación esperada Estimación SUR
Joyce y Read (2002)	Tasa de inflación	Efecto anuncio de inflación Datos de encuestas y procesos ARIMA para estimar la inflación esperada
Adams et al. (2004), Flannery y Protopapadakis (2002)	Tasa de inflación	Efecto anuncio de inflación

**Panel B: Basados en el modelo de Fama y French (1993)**

Trabajos	Factores	Comentarios
Barnard y Villiers (2003)	Extensión del modelo de Stone, pero desde la óptica de Fama y French	Relación negativa entre tipos de interés y rendimientos de activos Efecto tamaño mayor que efecto crecimiento
Aray y Gardeazabal (2004)	Tasa de inflación y factores de Fama y French	Efecto anuncio de inflación Distinguen dos clases de efectos, directo e indirecto
Liow et al. (2003)	Incorpora un factor industrial	Se basan en activos de propiedad Estimación SUR Extensión del modelo de dos factores
Bessler y Opfer (2004)		Modelo multi-factor
Stevenson (2002)	Tipos de interés nacionales y globales	Modelo multi-factor
He y Reichert (2003)	Factor del mercado de acciones, bonos y del mercado inmobiliario	Modelo multi-factor
L'Her et al. (2004)	Factores de Fama y French y un factor momento sobre el mercado de acciones canadiense	Modelo multi-factor: extensión del modelo de Fama y French (1993)

**Panel C: Otros modelos**

Trabajos	Factores	Comentarios
Hagmann y Lenz (2004)	Tasa de inflación	Relación negativa entre rendimientos e inflación Uso de vectores autorregresivos (VAR)

**Tabla 1.4.- Modelos “híbridos”****Panel A: Basados en el modelo de Stone (1974)**

Trabajos	Factores	<i>Flow-through</i>	Comentarios
Lee (1999)	Tasa de inflación		Base teórica en el <i>DDM</i> Relación negativa entre inflación y rendimientos
Foerster y Sapp (2003)	Tipos de interés nominales		Justificación teórica que parte del modelo de Gordon-Shapiro Se basan en activos bancarios Incorporan el nivel de crecimiento económico La justificación del trabajo se apoya en el <i>DDM</i>
Tessaromatis (2003)	Tipos de interés nominales y su descomposición en tipos reales y tasa de inflación	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Estimación SURE Uso de bonos indexados a la inflación para estimar la inflación esperada Factores explicativos
Hevert et al. (1998a, 1998b)	Tipos de interés nominales, separando cambios provocados por los tipos reales y la tasa de inflación	Tienen en cuenta la capacidad <i>flow-through</i>	Basados en la teoría de opciones y en el <i>DDM</i> Nuevos negocios parecen ser menos sensibles
Kadiyala (2000)	Tipos de interés nominales		Basados en la teoría de opciones y en el <i>DDM</i> Se basa en activos del sector bancario y que prestan servicios públicos Factores explicativos
Kwan (2000)	Tipos de interés nominales		Parte del <i>DDM</i> Se centra en empresas tecnológicas, no sensibles a los tipos de interés

**Panel B: Basados en el modelo de Fama y French (1993)**

Trabajos	Factores	<i>Flow-through</i>	Comentarios
Cornell (2000)	Tipos de interés nominales y factores de Fama y French		Basados en la teoría de opciones y en el <i>DDM</i> Parte del modelo de Stone hasta llegar a Fama y French Extensión del trabajo de Hevert et al. Efecto tamaño mayor que efecto crecimiento

**Panel C: Otros modelos**

Trabajos	Factores	<i>Flow-through</i>	Comentarios
Presente tesis	Tipos de interés nominales y su descomposición en tipos reales y tasa de inflación	Tiene en cuenta la capacidad de absorción de la inflación	Justificación teórica basada en el <i>DDM</i> Trabajo pionero en España Relación negativa y significativa Efecto anuncio Basado en el modelo de Stone Estimación SURE Procesos ARIMA y expectativas “miópicas” para estimar la inflación esperada Análisis sectorial Factores explicativos

La revisión de los trabajos que se han centrado en analizar la sensibilidad de los precios de los títulos de renta variable frente a variaciones de los tipos de interés nos ha permitido realizar una propuesta de clasificación de los diferentes modelos que se han estudiado, diferenciando entre trabajos que se han basado en el clásico modelo de descuento de dividendos, aquellos que han partido de diferentes modelos de factores (Stone, 1974, y Fama y French, 1993) y, por último, los trabajos “híbridos” que se han basado en los dos tipos expuestos anteriormente, los primeros para justificar de forma teórica el trabajo, y los segundos para realizar el análisis empírico.

En cada uno de los casos, se han construido unas tablas con los principales trabajos revisados y sus características más relevantes, con el objetivo de añadir valor a la literatura existente, no sólo con la clasificación que proponemos, sino también con la recopilación de trabajos “clave” encuadrados en cada uno de los bloques.

## 7. Estructura de la presente tesis doctoral

Para alcanzar el objetivo fijado en esta tesis, el trabajo se estructura en cinco capítulos. En el primero se han establecido las bases de nuestra investigación, la motivación que nos ha llevado a centrarnos en este tema, así como una propuesta de clasificación de los diferentes modelos que hemos estudiado y que analizan la repercusión de las variaciones de los tipos de interés (en general) sobre el precio/rendimiento de las acciones.

Los siguientes tres capítulos los podemos estructurar en dos partes claramente diferenciadas. La primera parte, formada por el capítulo 2, se centra en estudiar la repercusión de la inflación sobre los rendimientos de los activos del mercado bursátil

español a través de los tipos de interés. Para ello, proponemos una estimación de la capacidad de absorción de la inflación que muestran las empresas españolas a nivel sectorial, con el propósito de esbozar una primera clasificación que nos permita distinguir entre aquellos sectores más sensibles a la inflación, y que por tanto van a tener una menor habilidad para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas, y aquellos menos sensibles a movimientos en dicha tasa. Posteriormente, el trabajo se centra en analizar la sensibilidad de las acciones del mercado bursátil español frente a variaciones en los tipos de interés nominales, reales y la tasa de inflación esperada desde la perspectiva del modelo de dos factores (Stone, 1974). Además, como contribución importante a la literatura, obtenemos evidencia empírica de una relación negativa entre la capacidad de absorción de la inflación y la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en la tasa de inflación. Por último, estudiamos los posibles factores explicativos de la sensibilidad que presentan los rendimientos sectoriales, en la línea de estudios recientes, como Tessaromatis (2003), Bartram (2002) y Soto et al. (2005).

La segunda parte, formada por los capítulos 3 y 4, se centra en estudiar el efecto del anuncio de inflación en un mercado “teóricamente eficiente” como es el caso del mercado bursátil español. En el capítulo tres, el “estudio de eventos” centrado en el anuncio de inflación nos permite analizar qué sectores se mueven en mayor medida cuando se produce el evento especificado, teniendo en cuenta el signo de las sorpresas de inflación, el estado de la actividad económica e incluso analizando si el cambio de metodología en la elaboración del IPC (la plena adaptación a la clasificación de grupos europea, la inclusión de las rebajas en su cálculo, la ampliación de la muestra de municipios y establecimientos, la actualización de la cesta de la compra, mejoras técnicas en el tratamiento de los precios y la revisión anual de las ponderaciones) afecta a la respuesta de los rendimientos sectoriales ante dicho anuncio (Joyce y Read, 2002, Mestel y Gurgul, 2003, y Docking y Koch, 2005). Además, intentamos analizar si el comportamiento observado en función de la dirección del cambio y del estado de la actividad económica viene explicado por la reacción de alguno de los componentes fundamentales de los movimientos en los precios de los activos según el modelo de descuento de dividendos (DDM): el tipo de interés libre de riesgo, las expectativas de crecimiento de los dividendos empresariales y la prima de riesgo de las acciones.

En el capítulo cuatro proponemos la inclusión de dos variables en un mismo contexto de análisis de “estudio de eventos” así como en otro análisis a largo plazo.

Basándonos en la importancia que se les da a estas variables en numerosos trabajos recientes (Cecchetti y Wynne, 2003, Bauer et al., 2004, y Matilla-García, 2005), proponemos la incorporación de los componentes subyacente y “no subyacente” de la tasa de inflación, así como el diferencial o *spread* entre la inflación armonizada española y europea, como indicador definitivo de la convergencia o el distanciamiento que está sufriendo dicha tasa de inflación española respecto a la registrada en la UE.

Para finalizar, el capítulo cinco muestra las principales conclusiones, así como las futuras líneas de investigación.

## **CAPÍTULO 2. Duración de activos y *shocks* inflacionistas**

### **1. Introducción**

Este capítulo se centra en desarrollar, en primer lugar, una metodología para la estimación de la capacidad de absorción de la inflación (capacidad *flow-through*) de las empresas españolas que cotizan en bolsa, agregando los datos a nivel sectorial. La capacidad *flow-through* (Estep y Hanson, 1980) es definida como la habilidad que muestran las empresas para transmitir los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos/servicios vendidos.

Según una corriente de la literatura (Estep y Hanson, 1980, Leibowitz y Kogelman, 1990, 1993, Asikoglu y Ercan, 1992, Hevert et al., 1998a, 1998b, Sweeney, 1998 y recientemente Hamelink et al., 2002), esta capacidad *flow-through* puede explicar, en parte, la llamada paradoja de la duración de las acciones, es decir, la diferencia entre el valor teórico de la duración de un activo, obtenido mediante el modelo de descuento de dividendos (DDM), y su estimación empírica.

Esta línea de razonamiento sugiere que si una compañía puede traspasar los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos y, por tanto, también a las ganancias y los dividendos, los cambios en los tipos de interés nominales debido a variaciones en la tasa de inflación esperada tendrán un impacto limitado sobre los precios de los activos.

Por tanto, en primer lugar este capítulo se centra en estimar la capacidad *flow-through* para diferentes sectores, encontrando diferencias importantes entre ellos. Posteriormente, se analiza la conexión entre dicha capacidad de absorción y la duración de los activos, encontrando una relación negativa y significativa entre ellas, como defiende parte de la literatura. Para finalizar, se estudian otros factores explicativos de la duración de los activos, como el nivel de endeudamiento, el grado de liquidez, el tamaño y las oportunidades de crecimiento.

### **2. La paradoja de la duración de las acciones**

Las principales aproximaciones para estimar la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés se han basado en el modelo de descuento de dividendos o *Dividend Discount Model* (DDM). Concretamente, la



formulación de Gordon-Shapiro (Gordon y Shapiro, 1956 y Gordon, 1959) asume que los dividendos futuros vienen determinados por una tasa de crecimiento constante, lo que nos lleva a la siguiente expresión bien conocida:

$$P = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_0(1+g)^t}{(1+k)^t} = \frac{D_0(1+g)}{k-g} \quad [2.1]$$

donde  $P$  es el valor teórico del título,  $D_0$  el último dividendo pagado por la empresa,  $g$  es la tasa esperada de crecimiento de los dividendos y finalmente  $k$  la tasa nominal de descuento.

De esta forma, la duración de una acción, es decir, la sensibilidad del precio de dicha acción ante cambios en la tasa de descuento,<sup>3</sup> se obtiene como la derivada del logaritmo natural de  $P$  respecto de  $k$ :

$$D_{DDM} = -\frac{\partial \ln P}{\partial k} = \frac{1}{k-g} = \frac{1}{d} \quad [2.2]$$

donde  $d$  es la tasa esperada de rentabilidad por dividendos de un determinado activo para el próximo periodo, es decir,  $D_0 \cdot (1+g)/P$ .

Si utilizamos datos procedentes del mercado de activos español,<sup>4</sup> la tasa de rentabilidad por dividendos media en 2005 para las principales compañías se situó en torno al 2.20 %, y si incorporamos dicho dato en la expresión [2.2] esto nos daría una duración de las acciones en torno a 40 años, resultado que claramente sobreestima los obtenidos en la mayoría de análisis empíricos.<sup>5</sup> Este fenómeno es conocido en la literatura como paradoja de la duración de las acciones.

Un gran número de explicaciones se han desarrollado para resolver esta contradicción. Una de ellas se basa en el hecho de que la tasa de crecimiento de los dividendos no es independiente de aquellos factores que afectan a la tasa de descuento, destacando que la inflación es uno de esos factores comunes. En este sentido, Leibowitz

<sup>3</sup> Aunque la duración es un concepto utilizado para medir la sensibilidad del precio de un activo ante cambios en los tipos de interés, sin embargo dicha duración también es empleada para referirse a la sensibilidad del precio del activo ante cambios en la tasa nominal de descuento. Únicamente si asumimos que hay una relación uno a uno entre las dos variables (tasa de descuento y tipo de interés nominal), ambas sensibilidades serían iguales.

<sup>4</sup> Ver Servicio de Estudios de Bolsa de Madrid (2005). Para el caso de las empresas que cotizan en el Índice “Dow Jones Industrial”, la tasa de rentabilidad por dividendos ha sido históricamente muy baja. Según Lease et al. (2000), desde 1905 la tasa de rentabilidad media del índice *Dow* ha sido del 4.30 %, una cifra que, según la expresión [2.2], daría una duración de 23.25 años.

<sup>5</sup> Ferrer et al. (1999) y Soto et al. (2005) estiman duraciones empíricas para el mercado de acciones español y obtienen valores situados entre cuatro y siete años.

(1989) señaló que la tasa de descuento es la suma de dos componentes, la prima de riesgo de mercado y el tipo de interés nominal, el cuál al mismo tiempo puede ser dividido, aproximadamente, en dos partes: la tasa de inflación esperada y el tipo de interés real. Sin embargo, la tasa de crecimiento de los dividendos nominales dependería también de la inflación esperada y el tipo de interés real. Por ejemplo, un aumento en la tasa de descuento debido a un incremento en la inflación esperada estaría acompañado de un incremento en el crecimiento esperado de los dividendos nominales si las empresas fuesen capaces de repercutir los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos y servicios y, por tanto, a sus ganancias nominales futuras esperadas. Según Leibowitz y Kogelman (1990), el impacto sobre los precios de los activos de cambios en los tipos de interés nominales debido a variaciones en la inflación esperada depende, en gran medida, de la capacidad de absorción de la inflación de las empresas.

Este argumento condujo a la definición del coeficiente *flow-through* (Estep y Hanson, 1980, y Asikoglu y Ercan, 1992) como el porcentaje de inflación esperada que fluye hacia los flujos de caja nominales esperados y, por tanto, hacia el crecimiento de las ganancias de la compañía y los dividendos.

Algunos autores (Estep y Hanson, 1980) sugieren que industrias con un alto nivel de capacidad de absorción de la inflación son menos sensibles a la inflación que aquellas con un coeficiente *flow-through* menor. Ésta es la línea de razonamiento seguida por Leibowitz y Kogelman (1990, 1993) y Asikoglu y Ercan (1992): cuanto mayor es la capacidad para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas, menor es la sensibilidad de los precios de las acciones ante variaciones en los tipos de interés nominales causadas por cambios en la tasa de inflación esperada. Además, Asikoglu y Ercan (1992) documentan una relación negativa entre inflación y rendimientos de activos y estiman los coeficientes *flow-through* a nivel industrial, mostrando que las compañías que operan en sectores con una alta capacidad de absorción de la inflación son menos sensibles que aquellas empresas que operan en sectores con una baja capacidad de absorción.

Hevert et al. (1998a, 1998b) y Sweeney (1998) sugieren que las oportunidades de inversión de una compañía son similares a las opciones, las cuáles reaccionan de

forma diferente ante cambios en los tipos de interés que otro tipo de activos. Los autores examinan la sensibilidad de la opción de crecimiento ante cambios en los tipos de interés debido a variaciones en la tasa de inflación a través de un modelo binomial. Llegan a la conclusión de que las opciones de crecimiento son, en general, menos sensibles a variaciones en los tipos de interés que los activos ya instalados en la empresa. La magnitud y el signo de sus sensibilidades a los tipos de interés depende de forma crucial de la cuantía de los cambios en la tasa de inflación esperada que pueda ser traspasada a cambios en los flujos de caja nominales de los proyectos, es decir, depende del coeficiente de absorción de la inflación que presenten las empresas.

Más recientemente, Hamelink et al. (2002) analizan las duraciones de activos inmobiliarios y de acciones, desarrollando una fórmula general para ambos tipos de activos. Este análisis muestra que los cálculos habituales que asumen implícitamente un coeficiente de absorción de la inflación igual a cero, producen valores engañosamente elevados de la duración, tanto para los activos inmobiliarios como para las acciones, mientras que para coeficientes *flow-through* más realistas, las acciones tienen una sensibilidad más alta que los activos inmobiliarios. Por ello, esta capacidad de absorción de la inflación aparece como un elemento clave en la estimación de la duración de las acciones.

No obstante, hay una carencia total de estudios empíricos de esta hipótesis. Por tanto, nuestro objetivo se centra en investigar la relación entre la duración de las acciones y la capacidad de absorción de la inflación. Aunque la estimación empírica de la duración de los activos puede ser obtenida sin demasiadas dificultades, sin embargo, la estimación de la capacidad *flow-through* es una tarea mucho más dura.

Por definición, el coeficiente de absorción de la inflación recoge la sensibilidad del crecimiento de los dividendos (o alternativamente del crecimiento de los beneficios si asumimos un ratio de distribución de beneficios constante) ante cambios en la tasa de inflación. Sin embargo, los beneficios empresariales son extremadamente inestables incluso a nivel sectorial y podrían depender en mayor o menor medida de decisiones arbitrarias relativas a amortizaciones, depreciaciones, etc., así como de otros acontecimientos como fusiones y adquisiciones que harían muy difícil obtener estimaciones robustas de estos coeficientes.

En este trabajo, se propone una forma indirecta de estimar la capacidad de cada empresa de transferir los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos y, por tanto, a sus ganancias nominales a través del análisis del comportamiento de una variable mucho más estable, el volumen de ventas de la compañía, la cual debería reflejar también la capacidad de la empresa para absorber los *shocks* inflacionistas. Los resultados obtenidos muestran que hay importantes diferencias a nivel sectorial y, más importante aún, una relación negativa entre la capacidad *flow-through* y la duración de las acciones.

### 3. Estimación de la capacidad de absorción de la inflación

En esta sección proponemos una forma indirecta de estimar la capacidad de las empresas para trasladar los *shocks* inflacionistas generales al precio de sus productos y, por tanto, a sus ganancias nominales y dividendos. Estas estimaciones deben estar relacionadas con el coeficiente de absorción de la inflación definido por Estep y Hanson (1980) y Estep et al. (1983) como la parte de la inflación que fluye hacia el crecimiento de las ganancias (y los dividendos). Más recientemente, Leibowitz et al. (1989) asumen que la tasa de crecimiento de los beneficios de una compañía puede ser aproximada a través de la siguiente expresión:

$$g \approx g_0 + \gamma \cdot r + \lambda \cdot \pi \quad [2.3]$$

donde  $g$  es la tasa de crecimiento de los beneficios de la compañía, que debería ser igual a  $g$  de la ecuación [2.1] si se asume un ratio de distribución de dividendos constante,  $r$  es el tipo de interés real,  $\pi$  la tasa de inflación esperada,  $g_0$  es una constante que representa la tasa de crecimiento de las ganancias en el largo plazo,  $\gamma$  es un parámetro que muestra el coeficiente de sensibilidad de la tasa de crecimiento de las ganancias futuras ante cambios en el tipo de interés real y  $\lambda$  recoge el coeficiente *flow-through* o de absorción de la inflación.

Siguiendo a Leibowitz et al. (1989), se asume que la tasa de descuento puede ser descompuesta en tres partes:

$$k = i + h(r, \pi, \dots) \approx r + \pi + h(r, \pi, \dots) \quad [2.4]$$

donde  $i$  denota el tipo de interés nominal y  $h(\cdot)$  recoge la prima de riesgo de las acciones de la empresa.

Si calculamos el diferencial del logaritmo natural de  $P$  respecto a la tasa esperada de inflación y el tipo de interés real, obtenemos la siguiente relación:

$$\frac{dP}{P} = -D_{DDM} \left(1 - \gamma + \frac{\partial h}{\partial r}\right) dr - D_{DDM} \left(1 - \lambda + \frac{\partial h}{\partial \pi}\right) d\pi \quad [2.5]$$

Esta expresión afirma que cambios en los tipos de interés nominales tendrían un impacto diferente sobre los precios de los activos dependiendo de que dicho cambio esté inducido por un movimiento en las expectativas de inflación o provocado por fluctuaciones en los tipos de interés reales. Un tema muy controvertido en la literatura hace referencia a la estabilidad del tipo de interés real, es decir, si el llamado “efecto Fisher” se verifica o no. No está claro ni el signo de la respuesta de la prima de riesgo ni tampoco de los tipos de interés reales ante cambios en las expectativas de inflación. En cualquier caso, lo que indica la ecuación [2.5] es que un cambio en los tipos de interés nominales causado por una variación en las expectativas de inflación depende claramente del coeficiente  $\lambda$ , es decir, de la habilidad de la empresa para absorber los *shocks* inflacionistas. Cuanto mayor es el valor de  $\lambda$ , menor es el efecto de los cambios en los tipos de interés nominales sobre los precios de las acciones.

Si asumimos que la prima de riesgo no cambia ante variaciones en la inflación, un valor de  $\lambda$  igual a uno significaría que incrementos (o disminuciones) en los tipos de interés nominales no tendrían ningún efecto sobre los precios de los activos. Es importante señalar que un valor de  $\lambda = 1$  significa que la empresa es capaz de transmitir completamente un incremento general en el nivel de precios hacia los precios de sus propios productos y, por tanto, a sus ganancias nominales esperadas, por lo que finalmente el precio del activo no se vería alterado. Por otro lado, un valor de  $\lambda$  cercano a cero (como se asume en el DDM tradicional) conduciría a unos valores de la sensibilidad de los precios de los activos ante cambios en los tipos de interés extremadamente altos. Cabría pensar que esta capacidad de transferir los *shocks* inflacionistas a las ganancias nominales dependería del sector en el que la compañía desarrolla su actividad, distinguiendo entre empresas que operan en un sector expuesto a competencia externa (en este caso el valor de  $\lambda$  estaría cercano a cero) de aquellas con un poder de mercado importante.

Según esto, deberíamos esperar una relación negativa entre la duración de los activos y el coeficiente de absorción de la inflación. Para comprobar esta hipótesis, deberíamos hacer estimaciones del coeficiente *flow-through* que según la ecuación [2.3] está linealmente relacionado con el crecimiento de las ganancias. Sin embargo, los beneficios son una variable muy volátil especialmente si están cercanos a cero. Además, sus variaciones relativas pueden no tener sentido cuando hay un cambio de signo y pueden depender de normas contables que cambian y que hasta cierto punto son arbitrarias tales como depreciaciones y amortizaciones o acontecimientos, como por ejemplo fusiones y adquisiciones. Ante una variable tan volátil, si se trabaja con una muestra pequeña (los informes de las empresas se hacen públicos únicamente cada seis meses), el error de estimación sería demasiado elevado como para obtener resultados suficientemente robustos. Por tanto, teniendo en cuenta lo que está detrás del concepto de capacidad de absorción de la inflación, proponemos una manera alternativa de medir esta habilidad de la empresa.

La capacidad *flow-through* estaría relacionada con la habilidad de la empresa para trasladar un *shock* inflacionista a los precios de los productos de la compañía, es decir, a  $\Delta p_t$ . Particularmente, nosotros asumimos que:

$$\frac{\Delta p_t}{p_t} = f(\pi_t, \pi_{t-1}, \dots) = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + \dots + u_t \quad [2.6]$$

donde  $\alpha_i$  mide la capacidad de la empresa para transmitir los cambios actuales y pasados de la inflación a los precios de sus productos. Así, este parámetro captura en esencia el mismo concepto que el coeficiente de absorción de la inflación y, por ello, enfocaremos nuestra investigación en su estimación.

Nuestro estudio comienza con el siguiente modelo teórico:

$$\Delta V_t = p_{t+1} \cdot q_{t+1} - p_t \cdot q_t \quad [2.7]$$

donde  $V_t$  recoge las ventas de la empresa durante el período  $t$ ,  $p_t$  denota el precio medio de la producción de la empresa durante el período  $t$  y  $q_t$  muestra el número de unidades físicas de producto vendidas por la empresa durante el período  $t$ .

Ordenamos términos para obtener:

$$\Delta V_t \approx \Delta p_t q_{t+1} + p_t \Delta q_t \quad [2.8]$$

Uno de los principales problemas que tenemos que tratar para obtener una estimación de  $\alpha_i$  es que ni  $p_t$  ni  $q_t$  están disponibles a nivel de empresa o sector. Si la producción vendida fuese constante, entonces todos los cambios en  $V_t$  serían debidos a cambios en los precios. Sin embargo, la producción y el volumen de ventas rara vez son constantes, por lo que se necesita controlar por esta variable.

Una posible *proxy* para  $q_t$  podría ser el número de empleados, un dato que puede obtenerse de los informes de cada una de las empresas. En este caso, la ecuación [2.7] se puede reescribir como sigue:

$$\Delta V_t = \Delta p_t (\omega_{t+1} \cdot l_{t+1}) + p_t \cdot l_t \Delta \omega_t + p_t \cdot \omega_t \cdot \Delta l_t \quad [2.9]$$

donde  $\omega_t$  es el número medio de trabajadores durante el período  $t$  y  $l_t$  recoge la productividad por empleado (número de unidades de producto vendido sobre número medio de trabajadores).

Si se asume una productividad constante, es decir  $l_t = l_{t+1}$ , obtenemos:

$$\frac{\Delta V_t}{V_t} = \frac{\Delta p_t}{p_t} \left[ \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} + 1 \right] + \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} = \frac{\Delta p_t}{p_t} \cdot \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} + \frac{\Delta p_t}{p_t} + \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} \quad [2.10]$$

La ecuación [2.10] muestra que los cambios relativos en las ventas de la empresa son iguales a la suma de tres términos: el cambio relativo en los precios, el cambio relativo en el volumen (éste último aproximado por el número de empleados) y su producto cruzado. Si asumimos que el último término es despreciable, tenemos:

$$\frac{\Delta V_t}{V_t} \approx \frac{\Delta p_t}{p_t} + \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} \quad [2.11]$$

Las ecuaciones [2.6] y [2.11] dan lugar a la siguiente relación:

$$\frac{\Delta V_t}{V_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + \dots + \delta \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} + e_t \quad [2.12]$$

donde  $e_t$  es un término de error.

Para relacionar el modelo [2.12] con la ecuación [2.3] de Leibowitz y el coeficiente de absorción de la inflación, asumimos que  $g$ , la tasa de crecimiento de los beneficios, depende de los cambios relativos en las ventas de la compañía y otras variables, que denotamos con  $\bar{\theta}$ :

$$g = f(\Delta V_t / V_t, \bar{\theta}) \quad [2.13]$$

Según la ecuación [2.12] tenemos:

$$g = f(\beta_0 + \beta_1 \Delta \omega_t / \omega_t + \beta_2 \pi_t + \beta_3 \pi_{t-1} + \dots + e_t, \bar{\theta}) \quad [2.14]$$

Si asumimos que  $f$  es lineal respecto a  $\pi$ ,<sup>6</sup> podemos escribir:

$$g = m(\beta_0 + \beta_1 \Delta \omega_t / \omega_t; \bar{\theta}) + \phi_1 \pi_t + \phi_2 \pi_{t-1} + u_t \quad [2.15]$$

Asumiendo que  $E_t[u_t] = 0$  y comparando la ecuación [2.15] con la ecuación [2.3] tenemos:

$$g_0 + \gamma \cdot r \approx m(\beta_0 + \beta_1 \Delta \omega_t / \omega_t; \bar{\theta}) \quad [2.16]$$

es decir, la tasa de crecimiento a largo plazo de las ganancias de la empresa y el tipo de interés real están relacionados con el ciclo económico y, por tanto, indirectamente, con incrementos en la fuerza de trabajo, así como otras variables omitidas tales como cambios tecnológicos y otros factores macroeconómicos.

Los términos que permanecen de la ecuación [2.15] ( $\phi_1 \pi_t + \phi_2 \pi_{t-1}$ ) están relacionados con la capacidad de absorción de la inflación,  $\lambda \cdot \pi$ . Particularmente, asumiremos que  $\Phi$  está monótonamente relacionada con  $\lambda$ , por lo que el hecho de comprobar una relación negativa entre la capacidad *flow-through* y la duración de las acciones sería equivalente a encontrar una relación negativa entre los parámetros  $\Phi_t$  y la sensibilidad de las acciones ante cambios en los tipos de interés nominales.

#### 4. Datos y prueba del modelo

Con el objetivo de estimar la capacidad de absorción de la inflación a través de la ecuación [2.12] utilizamos datos semestrales correspondientes a empresas que cotizan en el mercado bursátil español, cubriendo el período desde el primer semestre de 1993 al primer semestre de 2005 (25 observaciones). Los datos corresponden a 115 compañías, todas ellas españolas (las empresas extranjeras que cotizan en la bolsa española han sido extraídas de la muestra), que cotizan actualmente o que han cotizado en bolsa durante el periodo muestral.<sup>7</sup> Los datos utilizados (extraídos del balance y de la cuenta de pérdidas y ganancias) son los siguientes: ventas semestrales de la compañía y número medio de trabajadores de cada semestre.

<sup>6</sup> De forma alternativa, podemos asumir que  $f$  es aproximadamente una función lineal respecto a  $\pi$  o que  $f$  es una función suficientemente suave de  $\pi$ .

<sup>7</sup> Ver anexo para una información más detallada.



En lo que se refiere a la tasa de inflación, obtenemos para cada semestre la media de la tasa anual del Índice de Precios al Consumo (IPC) publicado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Para evitar problemas de estacionalidad con los cambios relativos en ventas y la fuerza de trabajo, estos se calculan cada semestre como  $(V_t - V_{t-2})/V_{t-2}$  y  $(\omega_t - \omega_{t-2})/\omega_{t-2}$ , donde  $V_t$  recoge la facturación del semestre  $t$  y  $\omega_t$  es el número medio de trabajadores durante el semestre  $t$ , respectivamente.

Estos datos se obtienen para cada empresa y se agregan a nivel sectorial sobre una base equiponderada. Los datos también han sido agregados para el total del mercado, es decir, hemos procedido como sigue:

- a) En primer lugar, asignamos cada empresa a un determinado sector según la clasificación realizada por Bolsa de Madrid. Sin embargo, los sectores 2 y 4, “Mat. Básicos, Industria y Construcción” y “Servicios de Consumo” respectivamente, han sido divididos en dos subsectores. El sector 2 se ha separado en un “sector construcción” (S2-C) y otro “sector no construcción” (S2-NC) y, paralelamente, el sector 4 en “sector medios de comunicación” (S4-M) y “sector no medios de comunicación” (S4-NM). Esta subdivisión adicional aporta dos ventajas: ahora las compañías de cada sector son más homogéneas y además contamos con dos estimaciones más de la capacidad *flow-through* y la duración de las acciones.
- b) En segundo lugar, los cambios relativos en el volumen de facturación y el número de empleados han sido obtenidos como se ha descrito arriba para cada compañía.
- c) Finalmente, obtenemos la media equiponderada del volumen de ventas y el número de trabajadores para cada sector.

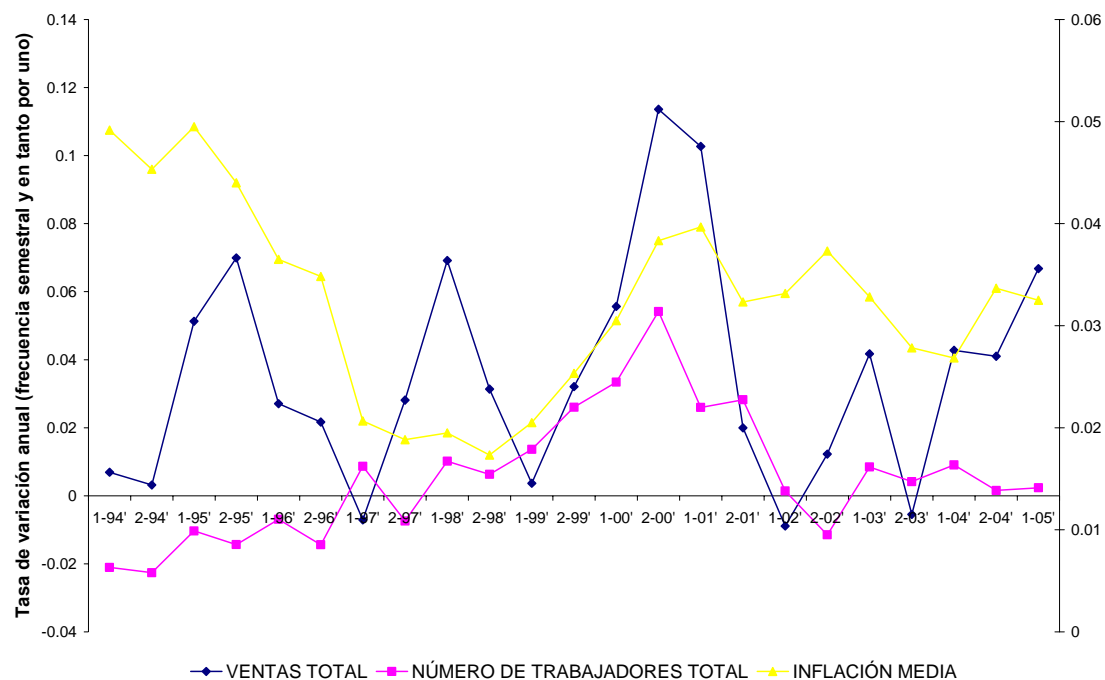
Además, para evitar sesgo de supervivencia, se han tenido en cuenta no sólo aquellas empresas con datos disponibles para el total de la muestra, sino todas las compañías que han cotizado durante el periodo de estudio. Solamente los datos correspondientes al primer y último semestre en el que una compañía ha cotizado han sido eliminados. La tabla 2.1 muestra el nombre de los sectores y el número de compañías incluidas en cada uno.

**Tabla 2.1.-** Sectores estudiados en el análisis y número de empresas incluidas en cada uno

Nombre del sector	Subsectores	Nº de empresas
Sector 1: Petróleo y Energía	1.1.: Petróleo 1.2.: Electricidad y Gas 1.3.: Agua y otros Total	8
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	Sector No Construcción 2.1.: Minerales, Metales y Transformación Productos Metálicos 2.2.: Fabricación y Montaje Bienes de Equipo 2.5.: Industria Química 2.7.: Aeroespacial Subtotal: 19 Sector Construcción 2.3.: Construcción 2.4.: Materiales de Construcción 2.6.: Ingeniería y Otros Subtotal: 11 Total	30
Sector 3: Bienes de Consumo	3.1.: Alimentación y Bebidas 3.2.: Textil, Vestido y Calzado 3.3.: Papel y Artes Gráficas 3.4.: Automóvil 3.5.: Productos Farmacéuticos y Biotecnología 3.6.: Otros Bienes de Consumo Total	26
Sector 4: Servicios de Consumo	Sector No Medios de Comunicación 4.1.: Ocio, Turismo y Hostelería 4.2.: Comercio 4.4.: Transporte y Distribución 4.5.: Autopistas y Aparcamientos 4.6.: Otros Servicios Subtotal: 13 Sector Medios de Comunicación 4.3.: Medios de Comunicación y publicidad Subtotal: 6 Total	19
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	5.1.: Banca 5.2.: Seguros 5.3.: Sociedades de Cartera y Holdings 5.4.: SICAV 5.5.: Inmobiliarias y Otros Total	24
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	6.1.: Telecomunicaciones y Otros 6.2.: Electrónica y Software 6.3.: Hardware Tecnológico y Equipamiento Total	8
Total del Mercado Bursátil		115

Las pruebas clásicas de raíz unitaria confirman la estacionariedad en media de la variable *Ventas*,  $(V_t - V_{t-2})/V_{t-2}$ ; sin embargo, sólo dos pruebas confirman la estacionariedad de las otras dos variables, *Número de empleados* e *Inflación* (ver tablas 2.2 y 2.3 y la figura 2.1 que recogen la evolución de las variables, sus principales estadísticos, así como las pruebas de estacionariedad mencionadas).

**Figura 2.1.-** Cambios relativos en las variables “ventas”, “número medio de trabajadores” e “inflación” (eje “y”-derecha) para el total del mercado bursátil



**Tabla 2.2.-** Principales estadísticos de la variable “ventas” y “número medio de trabajadores”

S1, S2-NC ..., ST denota el sector 1, sector 2 “no construcción”..., sector 6 y el total del mercado bursátil

**PANEL A:** Cambios relativos en la variable “Ventas”

	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
<b>Media</b>	0.0668	0.0554	0.0213	0.0448	0.0420	0.0999	0.0098	0.0123	0.0356
<b>Mediana</b>	0.0529	0.0617	0.0106	0.0351	0.0347	0.1242	-0.0022	0.0076	0.0314
<b>Máximo</b>	0.2007	0.1935	0.1540	0.1746	0.2072	0.1710	0.2711	0.2854	0.1136
<b>Mínimo</b>	-0.0326	-0.0765	-0.1165	-0.0418	-0.0909	-0.0716	-0.1404	-0.2648	-0.0089
<b>Desv. típica.</b>	0.0612	0.0704	0.0752	0.0515	0.0735	0.0742	0.1088	0.1345	0.0331
<b>Asimetría</b>	0.4446	-0.0487	-0.0096	0.6884	0.3877	-1.0404	0.6013	0.2156	0.7020
<b>Kurtosis</b>	2.2896	2.2432	1.9049	3.1588	2.9506	3.1166	2.7824	2.8350	2.9306
<b>Jarque-Bera</b>	1.2414	0.5579	1.1496	1.8408	0.5785	2.3526	1.4313	0.2043	1.8936
<b>Probab.</b>	0.5376	0.7566	0.5628	0.3984	0.7488	0.3084	0.4889	0.9029	0.3880
<b>Observac.</b>	23	23	23	23	23	13	23	23	23

**PANEL B:** Cambios relativos en la variable “Trabajadores”

	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
<b>Media</b>	0.0215	0.0198	-0.0091	-0.0052	0.0186	0.0369	0.0059	-0.0155	0.0054
<b>Mediana</b>	0.0263	0.0204	-0.0078	-0.0035	-0.0059	0.0200	0.0043	-0.0185	0.0042
<b>Máximo</b>	0.0783	0.1013	0.0510	0.0296	0.2004	0.1875	0.0566	0.0977	0.0542
<b>Mínimo</b>	-0.0238	-0.0434	-0.1120	-0.0441	-0.0818	-0.0445	-0.0241	-0.1139	-0.0226
<b>Desv. típica.</b>	0.0312	0.0359	0.0392	0.0201	0.0768	0.0684	0.0193	0.0471	0.0188
<b>Asimetría</b>	0.1199	0.1785	-0.7226	-0.1066	0.6423	1.0809	0.5546	0.3033	0.6827
<b>Kurtosis</b>	1.8593	2.5315	3.3963	2.1677	2.5081	3.1344	3.3390	3.2925	3.2006
<b>Jarque-Bera</b>	1.3021	0.3325	2.1522	0.7073	1.8135	2.5412	1.2891	0.4346	1.8254
<b>Probab.</b>	0.5215	0.8468	0.3409	0.7021	0.4038	0.2807	0.5249	0.8047	0.4014
<b>Observac.</b>	23	23	23	23	23	13	23	23	23

**Tabla 2.3.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad de las variables “ventas”, “número de trabajadores” e “inflación”

	ADF	DF	PP	KPSS	Interpretación Conjunta
	-3.769597 <sup>M</sup>	-2.679735 <sup>M</sup>	-3.769597 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-3.004861 <sup>M</sup>	-1.958088 <sup>M</sup>	-3.004861 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.642242 <sup>M</sup>	-1.607830 <sup>M</sup>	-2.642242 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>VENTAS</b>	-4.151516 <sup>c</sup>	-3.016160 <sup>c</sup>	-2.753450 <sup>a</sup>	0.081151	Serie estacionaria
<b>EMPLEADOS</b>	-2.139783	-1.897498 <sup>a</sup>	-2.116321	0.278736	Serie estacionaria (¿?)
<b>INFLACIÓN</b>	-5.778049 <sup>c</sup>	-1.565054	-2.061438	0.160837	Serie estacionaria (¿?)

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

Como consecuencia de la no estacionariedad de algunas variables, estimamos el modelo [2.12] en primeras diferencias:

$$\Delta RT_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta RLF_t + \beta_2 \cdot \Delta \pi_t + u_t \quad [2.17]$$

donde  $RT_t = (V_t - V_{t-2})/V_{t-2}$  es el cambio relativo en el volumen de ventas de la empresa (*Relative Turnover*) desde el semestre  $t-2$  al semestre  $t$ ,  $RLF_t = (\omega_t - \omega_{t-2})/\omega_{t-2}$  es el cambio relativo en el número de trabajadores (*Relative Labour Force*) desde el semestre  $t-2$  al semestre  $t$ , y  $\pi_t$  recoge la tasa de inflación media durante el semestre  $t$ .<sup>8</sup>

En este modelo, la variable dependiente representa el incremento en los cambios relativos del volumen de ventas y las variables independientes el incremento en los cambios relativos del número de empleados y los cambios en la tasa de inflación.

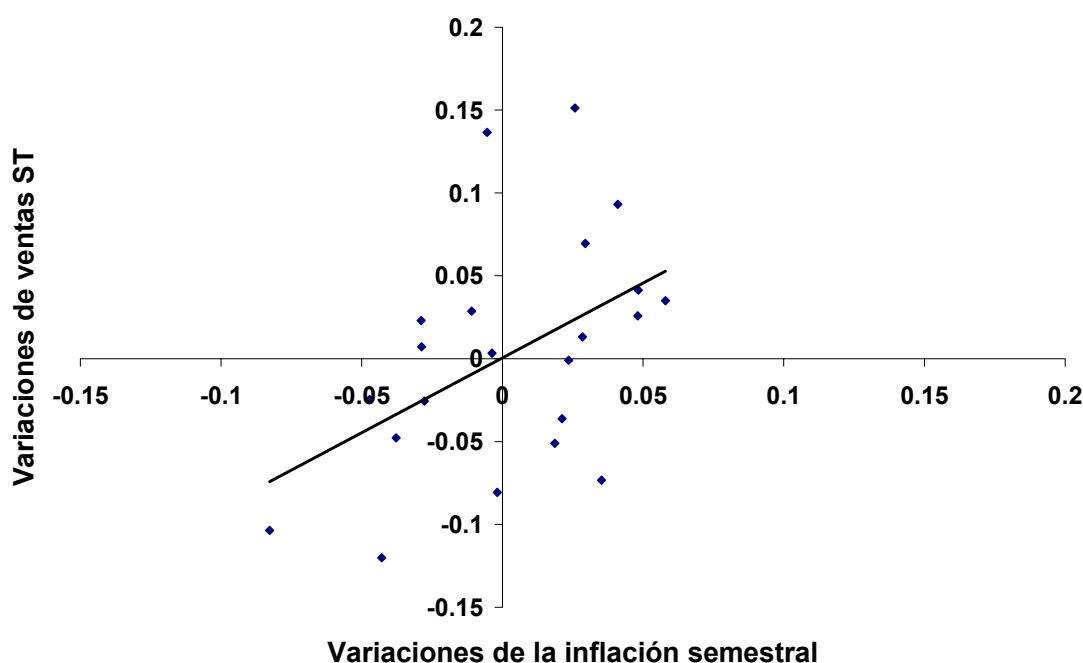
En lo que se refiere a la interpretación de los parámetros,  $\beta_0$  debería ser igual a cero, ya que la ecuación [2.17] es el resultado de tomar primeras diferencias en el modelo [2.12].  $\beta_1$  sería una medida de la productividad que hemos asumido constante en este trabajo, y, por tanto, debería tomar un valor próximo a uno. Finalmente, el parámetro  $\beta_2$  equivale a  $\alpha_1$  del modelo [2.12] que es la medida de la capacidad de absorción de la inflación de las compañías que pertenecen a un sector dado y su estimación constituye el principal objetivo de este trabajo. La duración de las acciones basada en el DDM tradicional asume un valor igual a cero para este coeficiente, es decir, que las ventas de la compañía no responden ante cambios en los tipos de interés nominales causados por fluctuaciones en la inflación esperada. Cuanto mayor es el valor de  $\beta_2$ , mayor es la capacidad *flow-through* de las empresas incluidas en un sector dado

<sup>8</sup> El modelo también ha sido probado utilizando como variable independiente adicional los valores retardados de  $\Delta \pi_t$ , pero son no significativos y, por tanto, han sido eliminados del modelo final.

y, por tanto, menor es la sensibilidad que exhiben ante cambios en los tipos de interés nominales, es decir, se debería esperar una duración de las acciones más baja.

Por último, resultaría interesante observar la relación entre la tasa de inflación y el cambio relativo en las ventas, en primeras diferencias, para lo cual mostramos el siguiente gráfico (figura 2.2). Evidenciamos una relación directa entre ambas variables (ventas e inflación) en el total del mercado bursátil.

**Figura 2.2.-** Relación entre ventas e inflación (en primeras diferencias) para el total del mercado bursátil



Este gráfico sugiere que cualquier incremento en la tasa de inflación supone un aumento en la ventas de la compañía, por lo que podemos empezar a pensar que la inflación está muy relacionada con el ciclo económico.

## 5. Estimaciones de la capacidad de absorción de la inflación

Los resultados de la estimación de los parámetros del modelo [2.17] se muestran en la tabla 2.4. Estas estimaciones se han obtenido utilizando la metodología de regresión aparentemente no relacionada (SUR o *Seemingly Unrelated Regression*)<sup>9</sup>

<sup>9</sup> Sería muy poco realista esperar que los errores de las distintas ecuaciones no estuviesen correlacionados a través de los sectores. La metodología SUR tiene en cuenta este hecho, proporcionando diferentes coeficientes de regresión, errores estándar,  $R^2$ 's, etc.

desarrollada por Zellner (1962), en la que se consideran simultáneamente un conjunto de ecuaciones que permiten estimar los coeficientes teniendo en cuenta la presencia de heteroscedasticidad y correlación contemporánea entre los términos de error.

**Tabla 2.4.-** Regresión del cambio relativo en las ventas sobre el cambio relativo en el número de trabajadores y la tasa de inflación media (en primeras diferencias)

**S1, S2-NC ... , ST** denota el sector 1, sector 2 “no construcción” ..., sector 6 y el total del mercado bursátil. Respuesta del cambio relativo en la variable ventas ( $RT$ ) ante movimientos en el cambio relativo en el número de trabajadores ( $RLF$ ) a nivel sectorial y la tasa de inflación media ( $\pi$ ), todas ellas en primeras diferencias. La muestra comprende desde el primer semestre de 1994 al primer semestre de 2005 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR.  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>c</sup>  $p < 0.05$  <sup>b</sup>  $p < 0.10$  <sup>a</sup>  $p < 0.15$

$$\Delta RT_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta RLF_t + \beta_2 \cdot \Delta \pi_t + u_t$$

	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
<b>T. indep.</b>	0.0116 (1.0463)	0.0130 (0.5946)	0.0103 (0.3565)	-0.0061 (-0.5436)	-0.0018 (-0.1487)	-0.0058 (-0.2688)	0.0150 (0.9232)	0.0181 (0.5487)	0.0051 (0.8703)
<b><math>\Delta RLF</math></b>	-0.1535 (-0.3455)	1.1571 (1.3626)	-0.0130 (-0.0261)	-0.1659 (-0.4520)	-0.2613 <sup>b</sup> (-1.7108)	-0.2077 (-1.3666)	-0.0579 (-0.0862)	0.9017 (1.4155)	0.4370 (1.3870)
<b><math>\Delta \pi</math></b>	5.6457 <sup>c</sup> (2.4594)	1.9477 (0.4449)	-2.0293 (-0.3438)	0.5848 (0.2747)	-0.0641 (-0.0264)	6.0377 (1.3499)	8.1448 <sup>c</sup> (2.6499)	8.4640 (1.3183)	3.8010 <sup>c</sup> (3.4728)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.2582	0.0565	0.0197	-0.0054	0.1249	0.1488	0.2441	0.2055	0.3639
<b>R<sup>2</sup> Aj.</b>	0.1801	-0.1794	-0.2254	-0.1112	-0.0939	-0.0640	0.1645	0.1219	0.2970

En primer lugar se puede observar que el término independiente no es significativamente distinto de cero para cualquier sector considerado y para el total del mercado. Éste era un resultado esperado, ya que el modelo [2.17] se ha obtenido como consecuencia de tomar primeras diferencias en el modelo [2.12]. Con respecto a  $\beta_1$ , el resultado es mucho más heterogéneo, dependiendo del sector considerado. Un resultado interesante es que la estimación de  $\beta_1$  para el total del mercado es inferior a uno, un resultado que es consistente con uno de los principales inconvenientes de la economía española durante el periodo muestral: el bajo incremento de la productividad del trabajo a pesar del crecimiento persistente del Producto Interior Bruto (PIB) durante la última década.

En cuanto a  $\beta_2$  (parámetro que mide la capacidad de absorción de la inflación), su estimación difiere considerablemente a través de los sectores. Su valor fluctúa entre -2.03 y 8.46. Los valores más bajos corresponden al sector de la construcción (S4-C), mientras que los valores más altos son los correspondientes a los sectores tecnológico y financiero (S6 y S5). Un valor negativo de  $\hat{\beta}_2$  indica que incrementos en la tasa de inflación están acompañados de disminuciones en la tasa de crecimiento del volumen de ventas del sector y viceversa. Por tanto, valores más altos de  $\hat{\beta}_2$  deberían implicar una mayor sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de

interés nominales, mientras que valores más pequeños estarían más cerca de la hipótesis que asume el DDM tradicional de una capacidad de absorción de la inflación nula.<sup>10</sup>

Es importante destacar que se obtienen unos coeficientes  $R^2$  bastante elevados en algunos casos, teniendo en cuenta, además, la limitación que supone contar con una muestra tan reducida. Los sectores que se caracterizan por mostrar unos valores más elevados del coeficiente de determinación son los sectores de “Petróleo y Energía” (sector 1) y “Servicios Financieros e Inmobiliarios” (sector 5), además del “Total del Mercado Bursátil”, como agregado de todas las empresas. Estos valores del  $R^2$  fluctúan entre el 21 % y el 37 % de poder explicativo, alcanzando, por tanto, valores muy altos para un modelo tan estilizado como el propuesto.

Los sectores que destacan por exhibir una mayor capacidad de trasladar a precios los *shocks* inflacionistas son los sectores 1, 5 y 6, que muestran unos coeficientes de inflación significativamente distintos de cero y positivos. En lo que se refiere al sector 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, está más expuesto a la competencia que el resto y, además, ha sufrido un profundo proceso de liberalización en los últimos años, por lo que está sometido a un alto grado de competencia y una constante guerra de precios, lo que hace que las empresas del sector, en principio, tengan más dificultad para poder trasladar a los precios de sus productos y/o servicios los *shocks* inflacionistas, por lo que *a priori* no habríamos esperado este resultado. Sin embargo, también es importante destacar que se trata de un sector que ha experimentado un crecimiento brutal en el periodo objeto de análisis, lo que justifica los coeficientes positivos tan altos que hemos encontrado y que no tienen porqué estar relacionados con la capacidad de absorción de la inflación de las empresas pertenecientes al sector. Por último, hay que destacar que se trata de uno de los sectores con menor número de empresas analizadas (8 empresas, exactamente), lo cuál, unido al reducido periodo muestral, puede estar sesgando los resultados.

---

<sup>10</sup> En cualquier caso, se debería señalar que un valor de  $\hat{\beta}_2 = 0$  no significa una capacidad *flow-through* de cero, es decir, que  $\lambda$  en la ecuación [2.3] sea igual a cero. Únicamente asumimos que hay una relación monótona entre  $\hat{\beta}_2$  y  $\lambda$ .

El sector 1, “Petróleo y Energía”, es uno de los que presenta un mayor  $R^2$ , y además, como acabamos de afirmar, exhibe un coeficiente de inflación positivo y significativamente distinto de cero, es decir, muestra una fuerte capacidad de absorción de la inflación. Esto nos puede llevar a pensar que la causa de esa alta capacidad *flow-through* sea debido a que dicho sector provoque los *shocks* inflacionistas en la economía, ya que, por ejemplo, el precio del petróleo dicta en nuestros días la evolución de los precios. Por ello, una línea de investigación futura está abierta en esta dirección, centrada en realizar un análisis de casualidad para determinar si este sector reacciona ante *shocks* inflacionistas o, por el contrario, es el causante de dichos movimientos en el nivel general de precios.

Finalmente, el sector 5, “Servicios Financieros e Inmobiliarios”, que se ha analizado siempre de forma separada por su propia naturaleza diferente a la del resto, también exhibe un coeficiente  $R^2$  muy elevado y una variable inflación significativamente positiva, lo que evidencia también una fuerte capacidad de absorción de la inflación de las empresas de este sector.

Por tanto, observando los resultados obtenidos (tabla 2.4), podemos confirmar que los sectores que destacan de los demás por ser capaces de transmitir a los precios de sus productos un *shock* inflacionista son, además del sector 1, “Petróleo y Energía”, los sectores de “Servicios Financieros e Inmobiliarios” y “Tecnología y Telecomunicaciones”. En lo que se refiere al “Total del mercado bursátil”, podemos afirmar que el poder explicativo de las variables independientes es muy alto, así como la capacidad de absorción de la inflación.<sup>11</sup>

Sin embargo, hay que destacar que todos estos resultados habrá que tomarlos con cautela, ya que este estudio presenta importantes limitaciones debido a dos causas fundamentalmente:

- a) El tamaño de la muestra con la que trabajamos es reducido, por lo que los resultados obtenidos varían con mucha facilidad.<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> Estos resultados confirman los hallazgos encontrados en un estudio previo del autor (Jareño, 2005), fundamentalmente para el caso del sector 1, en el que se utiliza una muestra de datos más reducida (1995-2002) y una clasificación sectorial anterior.

<sup>12</sup> Hay que destacar que se ha realizado una ampliación de la muestra respecto a un trabajo previo (Jareño, 2005).



- b) Otra limitación importante es la carencia de datos para algunos sectores (por ejemplo, sector 4 “medios de comunicación” y sector 6) en los que el número de empresas que lo integran es reducido o los datos disponibles para esas empresas son escasos.

## 6. Duración de los activos

Una vez que hemos obtenido una medida de la capacidad de absorción de la inflación de las empresas, el siguiente paso consiste en realizar una estimación de la duración de las acciones para los diferentes sectores. De hecho, hay mucha literatura previa que se centra en el modelo de dos factores de Stone (1974).<sup>13</sup> La mayor parte de estos estudios se centran en el sector financiero. Para el caso español, destacan los estudios de Ferrer,<sup>14</sup> donde encontramos estimaciones de la duración de las acciones para el mercado de activos español utilizando metodologías y variables explicativas alternativas (principalmente los tipos de interés con diferentes plazos de vencimiento). En este trabajo, para analizar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés nominales y los rendimientos de mercado, aplicaremos también el modelo de Stone (1974) basado en el CAPM, el cual extiende el modelo de un solo factor de mercado a un modelo con dos factores que permite explicar mejor el proceso estocástico que genera los rendimientos de los títulos:

$$r_t^j = \alpha^j + \beta^j \cdot r_{mt} + \gamma^j \cdot \Delta i_t^u + \varepsilon_t^j \quad [2.18]$$

donde  $r_t^j$  es el rendimiento del activo  $j$  en el mes  $t$ ,  $\beta^j$  muestra la sensibilidad del activo  $j$  ante la cartera de mercado,  $r_{mt}$  es el rendimiento de la cartera de mercado,<sup>15</sup>  $\Delta i_t^u$  representa los cambios no esperados en los tipos de interés nominales<sup>16</sup> y  $\gamma^j$  es la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés

<sup>13</sup> Lyne y Zumwalt (1980), Sweeney y Warga (1986), O’Neal (1998), Fraser et al. (2002), Bartram (2002) y Soto et al. (2005), entre otros, utilizan este modelo para analizar la sensibilidad ante tipos de interés.

<sup>14</sup> Ferrer et al. (1999), Ferrer y Matallín (2004), Soto et al. (2005) y Ferrer et al. (2005).

<sup>15</sup> Para evitar los efectos de la multicolinealidad entre las variables explicativas se suelen aplicar algunos procedimientos de ortogonalización. Siguiendo a Lyne y Zumwalt (1980), Flannery y James (1984), Sweeney (1998) y Fraser et al. (2002), regresamos el rendimiento de mercado sobre una constante y la serie de tipos de interés nominales utilizando MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios). De esta forma, los rendimientos de mercado son reemplazados por los residuos de la regresión anterior.

<sup>16</sup> Nosotros utilizamos primeras diferencias de los tipos de interés como aproximación a los cambios no esperados en los tipos de interés nominales.

nominales, es decir, este parámetro captura la duración del activo; finalmente,  $\varepsilon_t^j$  es un término de error.

### 6.1. Datos y metodología

Los datos utilizados son rendimientos mensuales (calculados el último día del mes)<sup>17</sup> de cada empresa, cubriendo el período comprendido entre Enero de 1993 y Diciembre de 2004. Estos datos son agregados por sectores sobre una base equiponderada para obtener la serie de rendimientos mensuales para cada sector.

La *proxy* para la cartera de mercado que utilizamos en este trabajo es el IGBM (Índice General de la Bolsa de Madrid), el cuál consta de un número más amplio de empresas que el Ibex-35, más selectivo.

Finalmente, en lo que se refiere al tipo de interés debemos tener en cuenta dos problemas. En primer lugar, tenemos que escoger un tipo de interés de entre todos los posibles vencimientos. La mayor parte de la literatura utiliza tipos de interés a largo plazo, ya que ellos incorporan expectativas futuras de los agentes económicos y son utilizados para determinar el coste de pedir dinero prestado de la compañía. El segundo problema es determinar qué puede ser entendido como variación no anticipada de los tipos de interés.

Respecto a la primera cuestión, decidimos finalmente utilizar el tipo de interés a doce meses extraído de las operaciones simples al contado para el conjunto del mercado realizadas con Letras del Tesoro. Por un lado, se trata de una de las referencias más líquidas<sup>18</sup> y, por otro lado, su correlación con los tipos de interés a plazos más largos es muy elevada (ver tabla 2.5).

En lo que se refiere a la segunda cuestión, aunque se han utilizado propuestas alternativas sobre lo que puede ser considerado un cambio no anticipado en los tipos de

---

<sup>17</sup> Para ello se ha tenido en cuenta que el último día para el cuál tenemos información de precios pertenezca a la última semana del mes.

<sup>18</sup> Ver Díaz, Merrick y Navarro (2006) para un análisis de la liquidez del Mercado de Deuda Pública español.

interés,<sup>19</sup> finalmente hemos decidido utilizar la variación total de los tipos de interés para capturar esos cambios no anticipados.<sup>20</sup>

A continuación se muestra la evolución de las variables utilizadas, los principales estadísticos, así como los resultados de la realización de los tests de estacionariedad y raíz unitaria (tablas 2.5 y 2.6 y figura 2.3).

**Tabla 2.5.-** Principales estadísticos de los rendimientos sectoriales y tipos de interés

**Panel A: Rendimientos sectoriales**

RS1, RS2-NC ..., RST denota el rendimiento para el sector 1, sector 2 “no construcción” ..., sector 6 y para el total del mercado bursátil

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
<b>Media</b>	0.0150	0.0128	0.0180	0.0133	0.0106	0.0134	0.0151	0.0216	0.0141
<b>Mediana</b>	0.0109	0.0053	0.0095	0.0077	0.0075	-0.0018	0.0136	0.0122	0.0115
<b>Máximo</b>	0.2356	0.3182	0.2208	0.2383	0.1855	0.6030	0.1885	0.3352	0.1857
<b>Mínimo</b>	-0.1732	-0.1615	-0.1486	-0.1436	-0.1985	-0.3201	-0.1218	-0.2026	-0.1330
<b>Desv. típica.</b>	0.0557	0.0734	0.0697	0.0619	0.0649	0.1485	0.0460	0.1066	0.0547
<b>Asimetría</b>	0.5683	0.8852	0.6936	0.5463	0.0923	1.0230	0.1612	0.4432	0.3079
<b>Kurtosis</b>	5.7546	5.4437	3.7487	4.6988	3.4870	6.0446	4.6287	3.2217	3.9141
<b>Jarque-Bera</b>	52.9103	54.2560	14.8060	24.3085	1.6163	37.0022	16.4259	4.9734	7.2385
<b>Probab.</b>	0.0000	0.0000	0.0006	0.0000	0.4457	0.0000	0.0003	0.0832	0.0268
<b>Observac.</b>	143	143	143	143	143	66	143	143	143

**Panel B: Tipos de interés a distintos plazos**

i1a, i3a, i10a denota el tipo de interés al contado a plazo de 1 año, 3 y 10 años

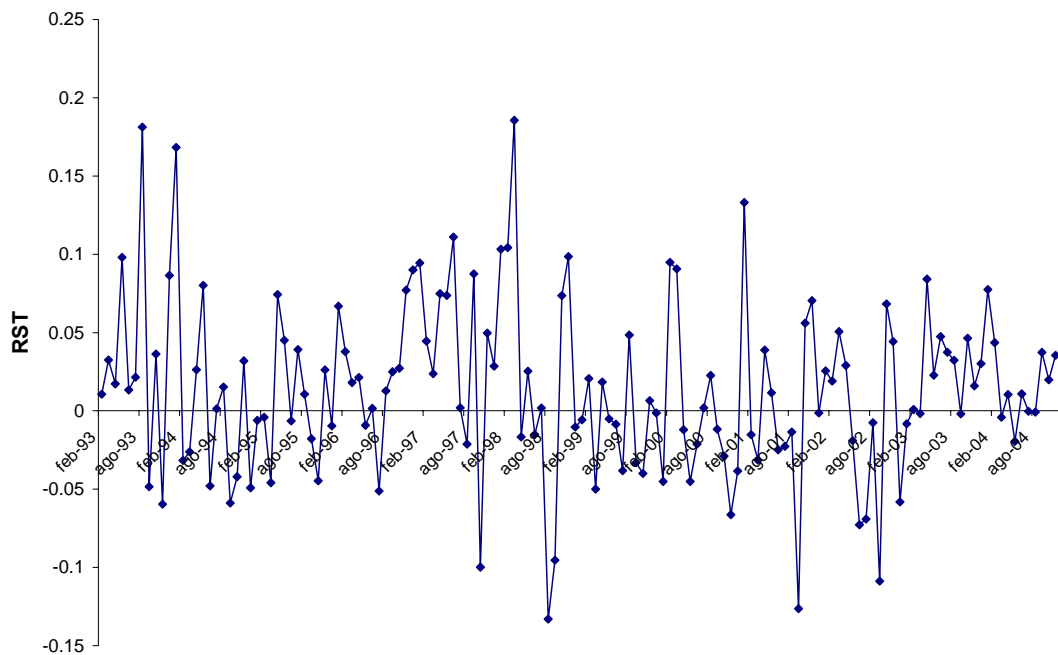
	i1a	i3a	i10a
<b>i1a</b>	1.000000	0.984636	0.970977
<b>i3a</b>	0.984636	1.000000	0.993994
<b>i10a</b>	0.970977	0.993994	1.000000
<b>Media</b>	0.05257	0.05775	0.06628
<b>Mediana</b>	0.04280	0.04630	0.05350
<b>Máximo</b>	0.12600	0.12060	0.12250
<b>Mínimo</b>	0.01830	0.02280	0.03690
<b>Desv. típica.</b>	0.02792	0.02819	0.02589
<b>Asimetría</b>	0.77872	0.82294	0.79133
<b>Kurtosis</b>	2.48281	2.34641	2.12140
<b>Jarque-Bera</b>	16.04640	18.68608	18.70484
<b>Probab.</b>	0.00033	0.00009	0.00009
<b>Observac.</b>	143	143	137

<sup>19</sup> Por ejemplo, Flannery y James (1984) utilizaron los errores de pronóstico de procesos ARIMA para modelizar el comportamiento de los tipos de interés, Mishkin (1982) consideró la diferencia entre los tipos al contado actuales y los tipos *forward* previos y Froot (1989) y Benink y Wolff (2000) emplearon datos de encuesta sobre la tasa de fondos federal estadounidense.

<sup>20</sup> Ésta es la opción más usual en esta rama de la literatura. Ver, por ejemplo, Sweeney y Wargha (1986), Kane y Unal (1988), Oertmann et al. (2000) y Bartram (2002).

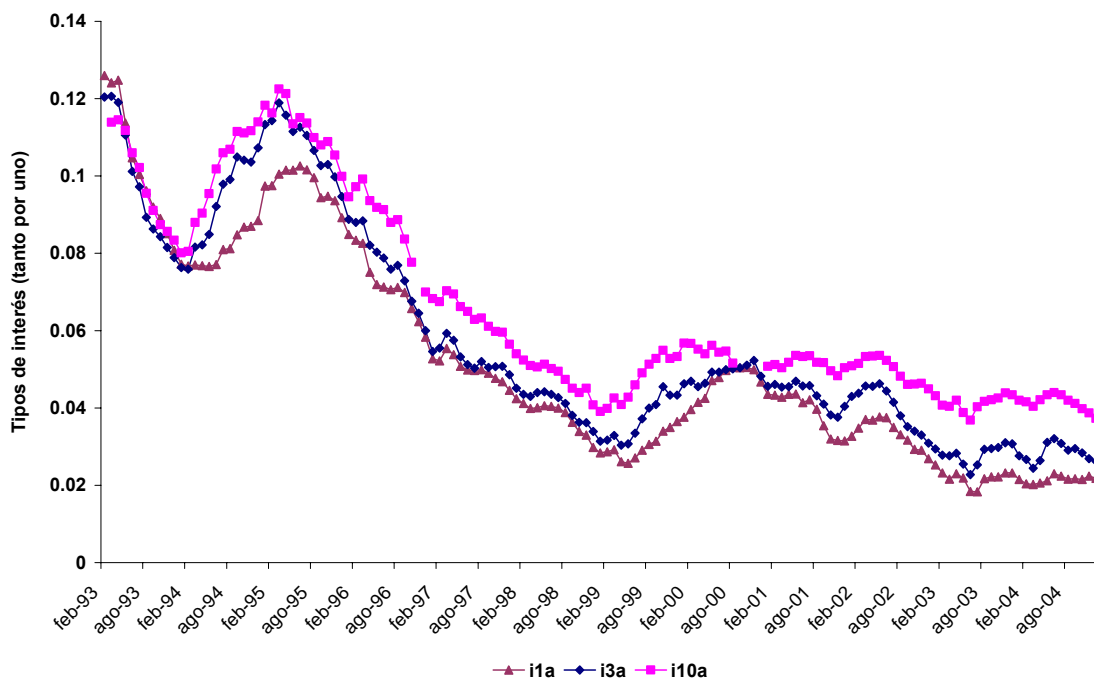
**Figura 2.3.-** Evolución de las variables “rendimiento del total del mercado bursátil” y “tipo de interés”

**Panel A:** Rendimiento del total del mercado bursátil (**RST**)



**Panel B:** Tipos de interés a distintos plazos

i1a, i3a, i10a denota el tipo de interés al contado a plazo de 1 año, 3 y 10 años



**Tabla 2.6.-** Tests de raíz unitaria y estacionariedad**Panel A:** Rendimientos sectoriales

	ADF	DF	PP	KPSS	Interpretación Conjunta
	-3.476805 <sup>M</sup>	-2.581349 <sup>M</sup>	-3.476805 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.881830 <sup>M</sup>	-1.943090 <sup>M</sup>	-2.881830 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.577668 <sup>M</sup>	-1.615220 <sup>M</sup>	-2.577668 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>RS1</b>	-12.40700 <sup>c</sup>	-12.00861 <sup>c</sup>	-12.46866 <sup>c</sup>	0.155805	Serie estacionaria
<b>RS2-NC</b>	-10.55172 <sup>c</sup>	-10.55214 <sup>c</sup>	-10.53627 <sup>c</sup>	0.208881	Serie estacionaria
<b>RS2-C</b>	-10.52170 <sup>c</sup>	-1.963049 <sup>b</sup>	-10.60426 <sup>c</sup>	0.129330	Serie estacionaria
<b>RS3</b>	-10.65788 <sup>c</sup>	-3.784934 <sup>c</sup>	-10.73213 <sup>c</sup>	0.222257	Serie estacionaria
<b>RS4-NM</b>	-10.93541 <sup>c</sup>	-4.920779 <sup>c</sup>	-10.93706 <sup>c</sup>	0.108221	Serie estacionaria
<b>RS4-M</b>	-7.971313 <sup>c</sup>	-8.034211 <sup>c</sup>	-8.017930 <sup>c</sup>	0.129536	Serie estacionaria
<b>RS5</b>	-9.846828 <sup>c</sup>	-9.852089 <sup>c</sup>	-9.846750 <sup>c</sup>	0.118785	Serie estacionaria
<b>RS6</b>	-10.77053 <sup>c</sup>	-10.58703 <sup>c</sup>	-10.78355 <sup>c</sup>	0.443989 <sup>a</sup>	Serie estacionaria
<b>RST</b>	-10.46447 <sup>c</sup>	-10.49360 <sup>c</sup>	-10.45488 <sup>c</sup>	0.198356	Serie estacionaria

**Panel B:** Tipos de interés al contado

	ADF	DF	PP	KPSS	Interpretación Conjunta
	-3.476805 <sup>M</sup>	-2.581349 <sup>M</sup>	-3.476472 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.881830 <sup>M</sup>	-1.943090 <sup>M</sup>	-2.881685 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.577668 <sup>M</sup>	-1.615220 <sup>M</sup>	-2.577591 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>i1a</b>	-2.307161	0.638914	-2.700545 <sup>a</sup>	1.303866 <sup>c</sup>	Serie no estacionaria
	-3.477487 <sup>M</sup>	-2.581584 <sup>M</sup>	-3.476472 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.882127 <sup>M</sup>	-1.943123 <sup>M</sup>	-2.881685 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.577827 <sup>M</sup>	-1.615200 <sup>M</sup>	-2.577591 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>i3a</b>	-1.919071	-0.012767	-2.164851	1.140399 <sup>c</sup>	Serie no estacionaria
	-3.483312 <sup>M</sup>	-2.583898 <sup>M</sup>	-3.479656 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.884665 <sup>M</sup>	-1.943449 <sup>M</sup>	-2.883073 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.579180 <sup>M</sup>	-1.614997 <sup>M</sup>	-2.578331 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>i10a</b>	-1.212449	0.172606	-1.470515	1.186144 <sup>c</sup>	Serie no estacionaria

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

**6.2. Resultados empíricos**

La estimación de los parámetros del modelo [2.18] se ha realizado utilizando metodología SUR (*seemingly unrelated regression*), teniendo en cuenta la heteroscedasticidad y la posible correlación contemporánea en los términos de error a través de las ecuaciones. Los resultados se muestran en la tabla 2.7.<sup>21</sup>

En primer lugar se debería destacar el alto poder explicativo del modelo, que varía entre el 47 % y el 68 %. Todos los rendimientos sectoriales exhiben (como era de esperar) una sensibilidad significativa y positiva ante variaciones en los rendimientos de mercado.

<sup>21</sup> Hemos utilizado otros tipos de interés con diferentes plazos de vencimiento para estimar la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales (fundamentalmente tipos de interés a 3 y 10 años), pero los resultados son muy similares.

**Tabla 2.7.-** Sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante variaciones en los tipos de interés nominales y el rendimiento de mercado

**RS1, RS2-NC ..., RST** denota el rendimiento para el sector 1, sector 2 “no construcción” ..., sector 6 y para el total del mercado bursátil.  $r_t^j$  representa los rendimientos en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $r_{mt}$  es el rendimiento de la cartera de mercado,  $\Delta i_t^u$  representa los cambios en el tipo de interés nominal,  $\gamma^j$  muestra la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales y, finalmente,  $\varepsilon_t^j$  es el término de error. La muestra comprende desde Febrero de 1993 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR. Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

$$r_t^j = \alpha^j + \beta^j \cdot r_{mt} + \gamma^j \cdot \Delta i_t^u + \varepsilon_t^j$$

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
$r_{mt}$	0.7586 <sup>c</sup> (15.419)	0.9044 <sup>c</sup> (12.298)	0.8302 <sup>c</sup> (11.592)	0.7083 <sup>c</sup> (10.842)	0.8358 <sup>c</sup> (13.242)	1.9236 <sup>c</sup> (10.037)	0.6549 <sup>c</sup> (17.325)	1.3408 <sup>c</sup> (13.001)	0.8157 <sup>c</sup> (21.022)
$\Delta i_t^u$	-3.9811 <sup>c</sup> (-3.5476)	-5.6676 <sup>c</sup> (-3.3830)	-5.9794 <sup>c</sup> (-3.6607)	-5.7347 <sup>c</sup> (-3.8515)	-3.4019 <sup>b</sup> (-2.3664)	-4.2939 (-0.6838)	-2.8151 <sup>c</sup> (-3.2684)	-7.9203 <sup>c</sup> (-3.3733)	-4.4341 <sup>c</sup> (-5.0133)
$R^2$ Aj.	0.6300	0.5208	0.4993	0.4695	0.5472	0.6157	0.6773	0.5515	0.7603

En lo que se refiere a la sensibilidad de los rendimientos de los distintos sectores ante cambios en los tipos de interés nominales, es decir, la duración de los activos, los resultados confirman la literatura previa: los rendimientos sectoriales están relacionados negativamente con los movimientos de los tipos de interés con un nivel muy elevado de significación. Sin embargo, las duraciones de los activos varían considerablemente de un sector a otro, moviéndose entre 7.92 en el caso del sector 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, y 2.82 en el sector 5, “Servicios Financieros e Inmobiliarios”. De hecho, el test de *Wald* indica que la sensibilidad ante tipos de interés es significativamente diferente de un sector a otro.

Por tanto, el siguiente paso consistirá en comprobar si estas diferencias se pueden explicar a través de la capacidad de absorción de la inflación.

## 7. Capacidad de absorción de la inflación y duración de los activos

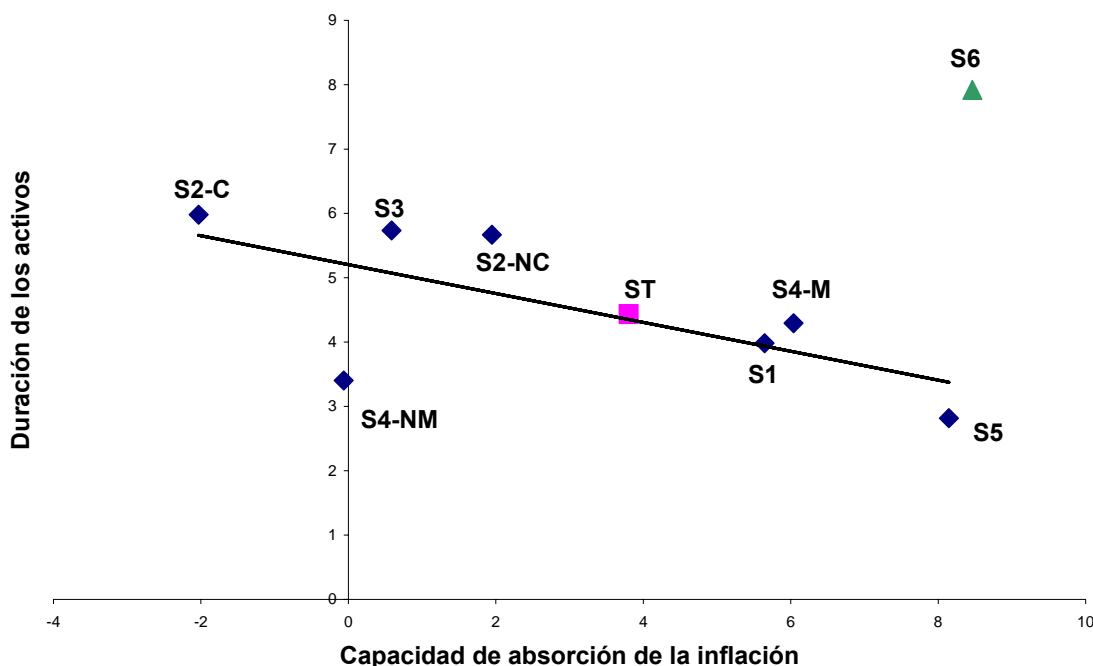
Según la literatura previa,<sup>22</sup> las empresas con una elevada capacidad de absorción de la inflación, es decir, que sean capaces de trasladar a los precios de sus productos cualquier *shock* en los tipos de interés nominales, deberían tener una baja sensibilidad ante cambios en dichos tipos de interés nominales y viceversa.

Con el propósito de analizar esta relación, en primer lugar representamos una gráfica con la capacidad *flow-through* y las duraciones de los activos (ver figura 2.4). Como se puede observar, excepto el sector 6 (y en parte el sector 4 “no medios de comunicación”), el resto de puntos parece mostrar una relación negativa entre estas dos

<sup>22</sup> Estep y Hanson (1980), Leibowitz y Kogelman (1990, 1993), Asikoglu y Ercan (1992), Hevert et al. (1998a, 1998b), Sweeney (1998) y, recientemente, Hamelink et al. (2002).

variables. Hay que destacar que dentro del sector 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, tres de las ocho empresas incluidas en el mismo corresponden a Telefónica y dos de sus filiales (Terra y Telefónica Móviles), las cuáles fueron separadas y fusionadas o vendidas posteriormente. Es bien sabido que este sector fue el más afectado por la burbuja tecnológica, que finalizó con una corrección muy fuerte en Febrero de 2000. Por tanto, este sector puede ser considerado un *outlier*.

**Figura 2.4.-** Relación entre capacidad *flow-through* y sensibilidad ante tipos de interés nominales



Si eliminamos esta observación (sector 6) del análisis, podemos comprobar la relación entre duración de los activos y capacidad de absorción de la inflación a través de la siguiente regresión:

$$\hat{\gamma}^j = \psi_0 + \psi_1 \cdot \hat{\beta}_2^j + u^j \quad [2.19]$$

donde  $\hat{\gamma}^j$  recoge la estimación de la duración de los activos para el sector  $j$ ,  $\hat{\beta}_2^j$  muestra la capacidad de absorción de la inflación del sector  $j$  según el modelo [2.17] y  $u^j$  es un término de error.

Los resultados de esta regresión (por MCO y con estadísticos  $t$  corregidos por *White* para tener en cuenta la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad) se exhiben en la tabla 2.8. El coeficiente  $R^2$  muestra un valor cercano al 45 %, indicando

que la capacidad de absorción de la inflación (capacidad *flow-through*) puede explicar gran parte de las diferencias en la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales, es decir, las diferencias en la duración de los activos. La relación negativa encontrada entre estas dos variables es también significativa, aunque nosotros únicamente contamos con siete observaciones para comprobarlo.

**Tabla 2.8.-** Regresión entre sensibilidad ante tipos de interés nominales y capacidad de absorción de la inflación sectorial

La siguiente regresión se ha estimado utilizando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores corregidos por autocorrelación y heteroscedasticidad utilizando el procedimiento de *White*. *t*-statistics aparecen entre paréntesis. <sup>c</sup>  $p < 0.05$  <sup>b</sup>  $p < 0.10$  <sup>a</sup>  $p < 0.15$

$$\hat{p}^j = \psi_0 + \psi_1 \cdot \hat{\beta}_2^j + u^j$$

$\hat{p}^j$  muestra la estimación de la duración de los activos del sector  $j$ ,  $\hat{\beta}_2^j$  recoge la capacidad *flow-through* del sector  $j$  según el modelo [2.17] y  $u^j$  es un término de error.

T. independ.	$\psi_1$	$R^2$	$R^2$ Aj.	F ( <i>p</i> -valor)
5.2035 <sup>c</sup> (8.7151)	-0.2245 <sup>b</sup> (-2.3816)	0.4512	0.3414	0.0984 <sup>b</sup>

## 8. Capacidad de absorción de la inflación y duración de los activos ante cambios en la tasa de inflación

Como hemos comprobado en el epígrafe anterior, existe una relación negativa y significativa entre la duración de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales y la capacidad de absorción de la inflación, a nivel sectorial. Por tanto, en principio, se debería verificar esta misma relación negativa si analizamos la duración de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales provocados por cambios en la tasa de inflación esperada.

### 8.1. Sensibilidad ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación

Como hemos mencionado en anteriores epígrafes, las estimaciones empíricas de la sensibilidad del precio de los activos ante variaciones en los tipos de interés nominales pueden encontrarse en numerosos estudios (Sweeney y Warga, 1986, Joehnk y Nielsen, 1976, Flannery y James, 1984, Chen y Chan, 1989, Kane y Unal, 1990, y Oertmann et al., 2000).



Siguiendo a Tessaromatis (2003), vamos a intentar proveer por primera vez en el mercado español una estimación empírica de la sensibilidad de los precios de los activos, a nivel sectorial, ante cambios en los tipos de interés reales y la inflación esperada. Para ello, discutiremos las diferentes alternativas que tenemos para estimar la inflación esperada.

## 8.2. Estimación del componente esperado de la inflación

Se pueden distinguir diversas metodologías de cara a la medida del componente esperado de la inflación. Por un lado, una parte importante de la literatura utiliza modelos de series temporales simples, concretamente modelos ARIMA, para predecir la inflación o estimar la inflación esperada. Suponen que la inflación total ( $\pi_t$ ) se puede descomponer en la suma de su componente esperado ( $\pi_t^e$ ) y no esperado ( $\pi_t^u$ ). El componente esperado se estima a partir del modelo ARIMA, suponiendo que depende del pasado de la serie, y el no esperado como diferencia entre la tasa de inflación observada y el componente esperado. Dentro de esta corriente destacan autores como Pearce y Roley (1988), Schwert (1981), Joyce y Read (2002), Fraser et al. (2002) y Mestel y Gurgul (2003).

Por otro lado, un grupo de trabajos utiliza encuestas realizadas con carácter periódico, como MMS (International Money Market Services) –semanal- o Thomson Financial, como *proxies* adecuadas de dicha inflación esperada. Algunos ejemplos los encontramos en Flannery y Protopapadakis (2002), Andersen et al. (2002) y Adams et al. (2004). En España hay empresas que se dedican a publicar determinadas encuestas de coyuntura, pero carecemos de información que indique la elaboración de encuestas periódicas útiles para utilizar como *proxy* de la tasa de inflación esperada.

Autores como Schwert (1981) y Asikoglu y Ercan (1992) utilizan tipos de interés a corto plazo como predictores de la tasa de inflación, pero según Alonso et al. (2000), en España éstos no aumentan en gran medida la capacidad explicativa del propio pasado de los precios.

Otra corriente de trabajos utiliza determinadas expresiones que dependen de multitud de variables para estimar la inflación, como el crecimiento de la masa monetaria, del coste de trabajo, del precio del crudo, o, por ejemplo, el crecimiento en la producción industrial (Hu y Willett, 2000 y Boyd et al., 2005). Otros utilizan modelos

VAR (vectores autorregresivos) para obtener la inflación, como Hagmann y Lenz (2004) y Anari y Kolari (2001), e incluso otras técnicas, como el filtro de Kalman simple (Lee, 1992) o el filtro de Hodrick – Prescott (Pérez de Gracia y Cuñado, 2001).

Trabajos recientes como Sack (2000), Alonso et al. (2001) y Tessaromatis (2003) estiman las expectativas de inflación a través de títulos del tesoro indexados a la inflación. Desafortunadamente, el Tesoro español no emite este tipo de títulos.

Finalmente, autores como Ariño y Canela (2002) exponen el modelo *naïve* como forma sencilla de estimar la inflación esperada y, por ende, el componente no esperado. Se basa en suponer que el mejor pronóstico para este mes es el último dato anterior conocido y recibe el nombre de “expectativas miópicas” (Leiser y Drori, 2005).

Nuestro trabajo utiliza dos de estas aproximaciones ampliamente utilizadas. La primera de ellas basada en los errores de pronóstico de procesos ARIMA para obtener la serie de inflación esperada y la segunda, que consiste en suponer “expectativas miópicas”. En este sentido, autores como Joyce y Read (2002) observan resultados similares en la aplicación de modelos ARIMA frente a los de técnicas alternativas.

Así, partimos de la metodología *Box-Jenkins* de identificación-estimación de procesos ARIMA (modelos autorregresivos, integrados y de medias móviles), considerando que el modelo general ARIMA ( $p, d, q$ ) para una serie de tiempo  $z_t$  viene dado por la siguiente expresión:

$$\phi_p(B)(1-B)^d z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad [2.20]$$

donde  $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ ,  $\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ ,  $Bz_t = z_{t-1}$ , siendo  $B$  el operador de retardos y  $a_t$  es el término de error que se supone ruido blanco.

El análisis visual de la representación gráfica de la tasa de inflación interanual corroborado por el resultado de la aplicación de los contrastes habituales de raíz unitaria confirman la no estacionariedad en media de la serie (ver tabla 2.9 y figura 2.5). En cuanto a la estacionariedad en varianza, la figura 2.6 y la tabla 2.10 analizan la recta de regresión en el gráfico media-rango de la serie. Los ejes del gráfico representan la media de la tasa de inflación cada seis meses y el rango (diferencia entre valor máximo y mínimo) en esos seis meses. El contraste estadístico consiste en determinar si la

pendiente del gráfico media-rango es significativamente distinta de cero. Una recta plana, es decir, no significativamente distinta de cero, como la que observamos en este análisis, indica que la serie es estacionaria en varianza (ver tabla 2.10).

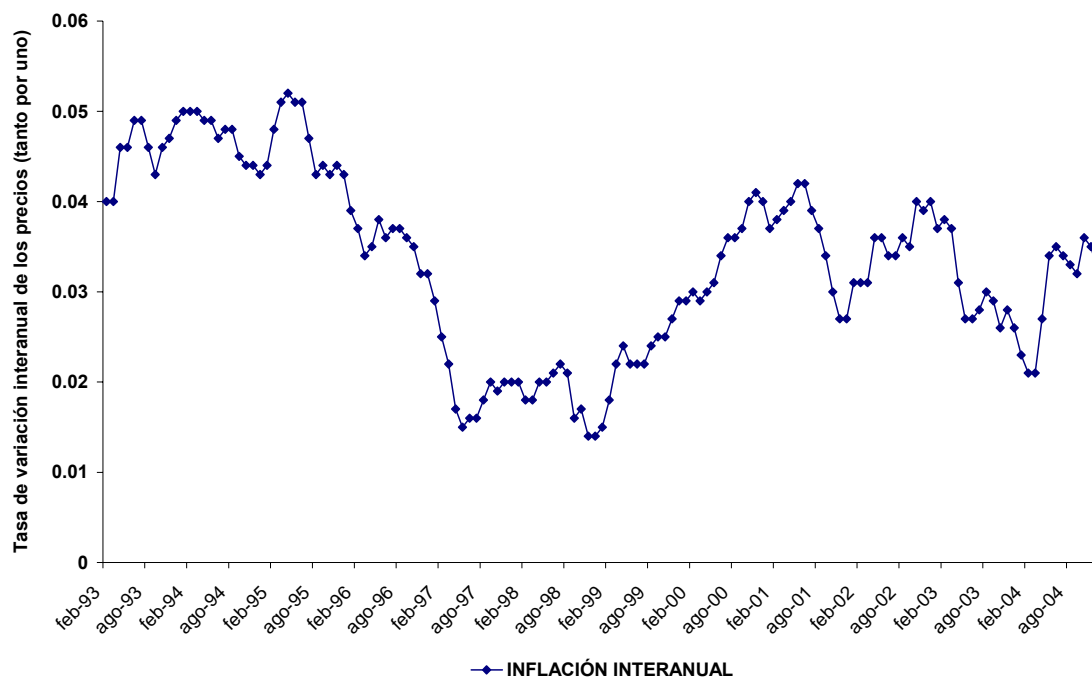
**Tabla 2.9.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad de la tasa de inflación (período 1993-2004)

Test	t-statistic		Interpretación
ADF	-2.088917	-3.476472 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
		-2.881685 <sup>M</sup>	
		-2.577591 <sup>M</sup>	
DF	-0.959936	-2.581233 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
		-1.943074 <sup>M</sup>	
		-1.615231 <sup>M</sup>	
PP	-1.911600	-3.476472 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
		-2.881685 <sup>M</sup>	
		-2.577591 <sup>M</sup>	
KPSS	0.441599 <sup>a</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	Rechazamos la hipótesis de estacionariedad
		0.4630 <sup>K</sup>	
		0.3470 <sup>K</sup>	

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

**Figura 2.5.-** Evolución de la tasa de inflación interanual (datos ofrecidos por el INE)



**Nota:** La tasa de variación anual de la inflación no se ha calculado con los datos del IPC, sino que directamente se ha tomado la serie que publica el INE, en la que ya están corregidos algunos errores detectados en la serie del IPC

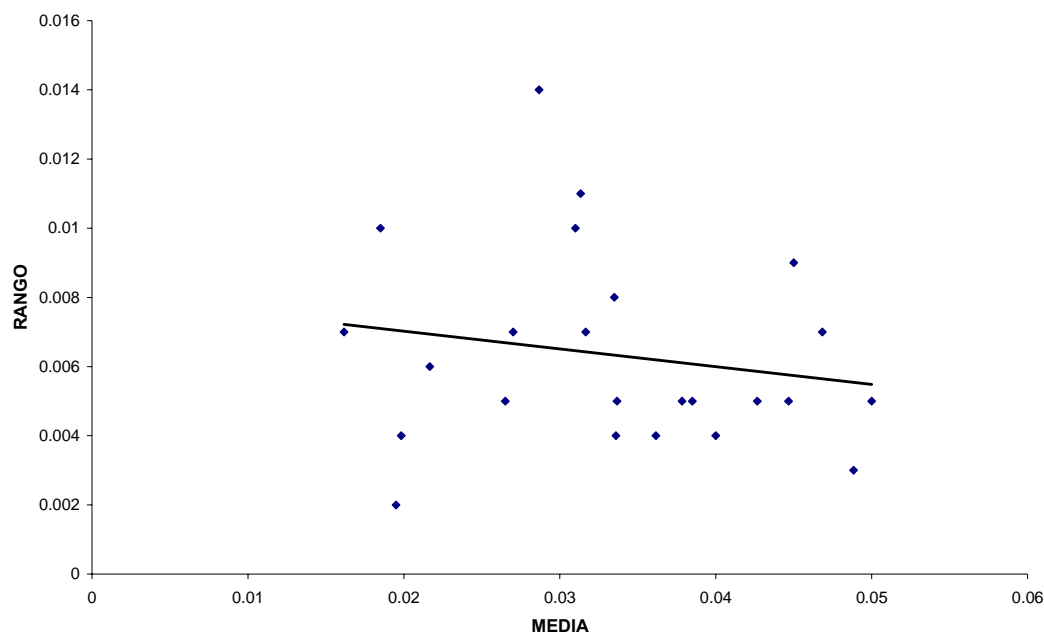
**Tabla 2.10.-** Ecuación de la tendencia

Regresión estimada por MCO que nos permite determinar si la pendiente es significativamente distinta de cero o no

$$y_t = \alpha + \beta \cdot x_t + u_t$$

	T. independiente	Pendiente	R <sup>2</sup>
Coefficientes	0.008046 <sup>c</sup>	-0.051196	0.032830
(t-statistics)	(3.895888)	(-0.864167)	

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

**Figura 2.6.-** Gráfico Media-Rango para la tasa de inflación interanual

A partir de la comparación de distintas funciones de autocorrelación simple (*fas*) y de autocorrelación parcial (*fap*) con los patrones teóricos observamos como el proceso ARMA (1, 0) es el que mejores resultados proporciona de entre los procesos autorregresivos alternativos de media móvil con residuos que se comportan como un ruido blanco, según los criterios de información de Akaike y Schwartz. Por tanto, utilizamos el proceso ARMA (1, 0) para realizar pronósticos mes a mes.<sup>23</sup>

A priori podíamos haber seleccionado directamente un proceso ARMA (1, 0), sin necesidad de recurrir a las funciones de autocorrelación, ya que al analizar la estacionariedad de la tasa de inflación, se ha observado que se trata de una serie integrada de orden uno. Por tanto, el planteamiento de los procesos autorregresivos y de

<sup>23</sup> Estos modelos, a diferencia de los estructurales, no necesitan que se suministre ninguna información adicional para realizar la predicción, ya que se van autoalimentando con los propios valores estimados consecutivamente.

media móvil supone “expectativas miópicas”, es decir, un proceso AR (1), con un coeficiente  $\phi_1 = 1$ .<sup>24</sup>

En la tabla 2.11 se muestran los principales estadísticos de la tasa de inflación total así como de la tasa de inflación esperada.

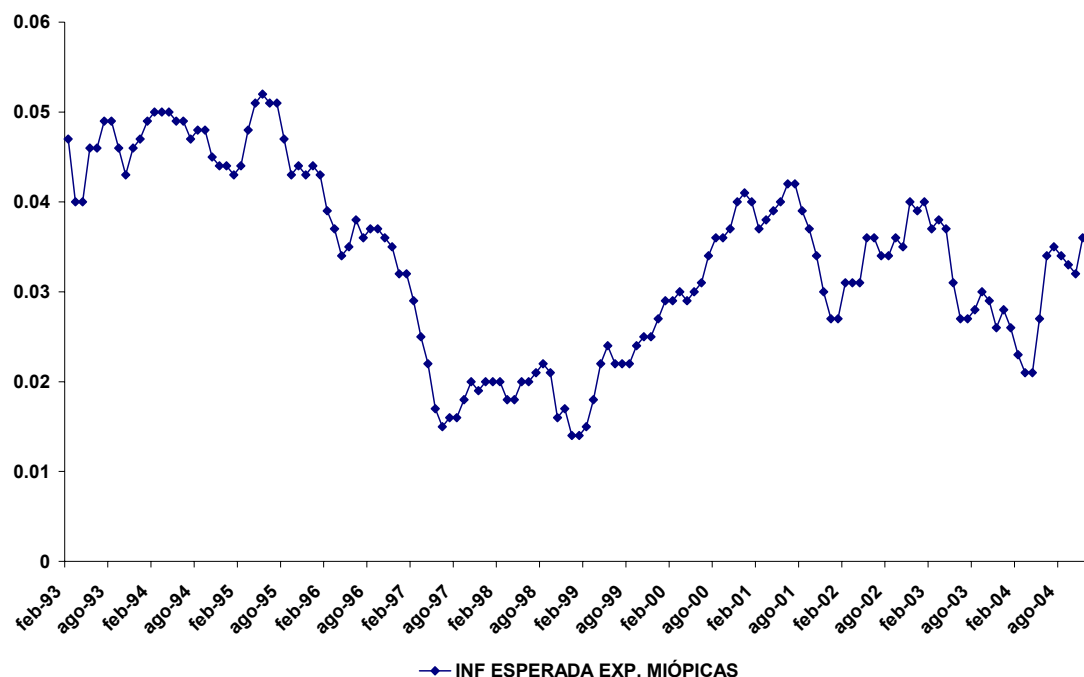
**Tabla 2.11.-** Principales estadísticos de la tasa de inflación total y la esperada

INF denota la tasa de inflación total INFE representa la tasa de inflación esperada

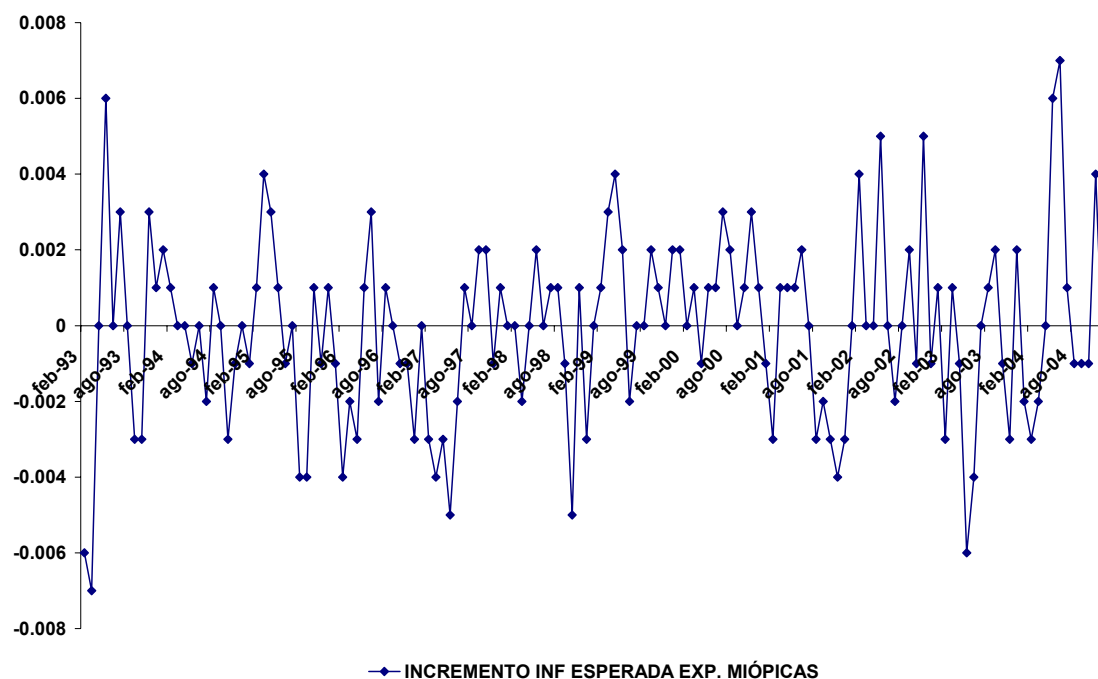
	INF	INFE
Media	0.033462	0.033566
Mediana	0.034000	0.035000
Máximo	0.052000	0.052000
Mínimo	0.014000	0.014000
Desv. típica.	0.010199	0.010261
Asimetría	-0.088689	-0.101620
Kurtosis	2.021538	1.998295
Jarque-Bera	5.891901	6.224792
Probab.	0.052552	0.044494
Observac.	143	143

**Figura 2.7.-** Evolución de la tasa de inflación esperada (en niveles y en primeras diferencias)

PANEL A: Tasa de inflación interanual esperada (tanto por uno)



<sup>24</sup> Se comprueba que el coeficiente del proceso ARMA (1, 0) no es significativamente distinto de uno.

**PANEL B:** Incremento de la tasa de inflación interanual esperada (tanto por uno)

La evolución de la tasa de inflación esperada en niveles y en primeras diferencias se muestra en la figura 2.7, observando como ésta última (Panel B) puede ser considerada una variable estacionaria,<sup>25</sup> es decir,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12}) = 0$ .

**Tabla 2.12.-** Prueba de insesgadez

Regresión estimada por MCO con datos anuales del periodo “enero de 1964 a enero de 2005”:

$$\pi_{t,t+12} = \alpha + \beta \cdot E_t(\pi_{t,t+12}) + u_t$$

donde  $\pi_{t,t+12}$  refleja la tasa de inflación interanual,  $E_t(\pi_{t,t+12})$  la tasa de inflación interanual esperada y  $u_t$  la perturbación aleatoria. # Con el test de *Wald* comprobamos la hipótesis conjunta de que  $\alpha = 0$  y  $\beta = 1$  mostrando el valor del *F-statistic*

	Intercept	Beta	Adj R <sup>2</sup>	Wald test #
<b>Modelo Naïve</b>	0.008656 (1.171342)	0.891894 <sup>c</sup> (12.13410)	0.781025	1.086506

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$  (t-statistics entre paréntesis)

Para verificar la validez de la medida seleccionada, una prueba estándar de insesgadez consiste en regresar la tasa de inflación anual que realmente se ha dado en la economía frente a la medida planteada en este estudio como posible estimación de la tasa de inflación esperada, también en términos anuales.<sup>26</sup> Si la medida propuesta para

<sup>25</sup> Los contrastes habituales confirman la estacionariedad de la variable en primeras diferencias.

<sup>26</sup> Como la muestra de datos anuales es reducida, se ha realizado una prueba de insesgadez “histórica”, tomando datos de inflación desde enero de 1964 a enero de 2005. De esta forma, se puede tener una idea del grado de validez de la medida utilizada como *proxy* de la tasa de inflación esperada.

la tasa de inflación esperada es una estimación insesgada de la verdadera tasa de inflación que se ha dado en la economía, entonces se espera que  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  y el componente de error no tenga correlación serial. La estimación realizada aparece en la tabla 2.12, indicando que no se puede rechazar la hipótesis conjunta de  $\alpha = 0$  y  $\beta = 1$  en el caso de suponer expectativas “miópicas”. Por ello, la medida propuesta puede ser considerada una estimación insesgada de la inflación interanual.

### 8.3. Modelo de dos factores extendido

Con el objetivo de dar un paso más en el análisis del riesgo de interés de las acciones del mercado español clasificadas por sectores, separamos dentro de los cambios en los tipos de interés nominales,  $\Delta i_t^u$ , por un lado las variaciones en los tipos de interés reales,  $\Delta r_t$ , y por otro lado, los cambios en la tasa de inflación esperada,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$ .

Para analizar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés reales, la tasa de inflación esperada y el rendimiento de mercado, ampliamos el modelo de dos factores (Stone, 1974). El modelo [2.21] que proponemos ya ha sido utilizado con algunas modificaciones por autores recientes en mercados internacionales (Tessaromatis, 2003, y Cornell, 2000):

$$r_t^j = \alpha^j + \beta^j \cdot r_{mt} + \gamma_r^j \cdot \Delta r_t + \gamma_\pi^j \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \varepsilon_t^j \quad [2.21]$$

donde  $r_t^j$  es el rendimiento del activo  $j$  en el mes  $t$ ,  $\beta^j$  muestra la sensibilidad del activo ante la cartera de mercado,  $r_{mt}$  es el rendimiento de la cartera de mercado,<sup>27</sup>  $\Delta r_t$  representa los cambios en el tipo de interés real,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$  denota el cambio en la tasa de inflación esperada,  $\gamma^j$  muestra la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés reales e inflación esperada, es decir, este parámetro captura la duración del activo, separando el efecto del tipo de interés real y la inflación esperada, y  $\varepsilon_{jt}$  es un componente de error.

Suponiendo que el tipo de interés nominal,  $i_t$ , se puede descomponer en la suma del tipo de interés real,  $r_t$ , y la expectativa de inflación,  $E_t(\pi_{t,t+12})$ , los cambios en el tipo de interés real,  $\Delta r_t$ , se pueden expresar de la siguiente forma:

$$\Delta r_t \approx [i_t - E_t(\pi_{t,t+12})] - [i_{t-1} - E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})] \quad [2.22]$$

<sup>27</sup> Como se ha explicado anteriormente, para evitar los efectos de la multicolinealidad entre las variables explicativas se aplica un procedimiento de ortogonalización.

Así, el incremento en los tipos de interés reales a un año se calcula con los tipos de interés nominales a un año y las expectativas de inflación que hacen referencia al mismo plazo.

### 8.3.1. Descomposición de los tipos de interés nominales

Suponiendo que el tipo de interés nominal,  $i_t$ , se puede expresar como la suma del tipo de interés real,  $r_t$ , y la tasa de inflación esperada,  $E_t(\pi_{t,t+12})$ , entonces el cambio total en el tipo de interés nominal se puede escribir así:

$$i_t - i_{t-1} \approx [r_t + E_t(\pi_{t,t+12})] - [r_{t-1} + E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})] \quad [2.23]$$

Por tanto, el cambio en el tipo de interés nominal se puede descomponer en dos partes: (1) el cambio en el tipo de interés real y (2) el cambio en la tasa de inflación esperada:

$$\Delta i_t = \Delta r_t + \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) \quad [2.24]$$

teniendo en cuenta que:

$$\Delta r_t = [r_t - r_{t-1}] \quad [2.25]$$

$$\Delta E_t(\pi_{t,t+12}) = [E_t(\pi_{t,t+12}) - E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})] \quad [2.26]$$

Por último, asumiendo expectativas miópicas de los agentes económicos (Leiser y Drori, 2005), la inflación esperada para el próximo año coincide con el último dato conocido, es decir:

$$E_t(\pi_{t,t+12}) = \pi_{t-12,t} \quad [2.27]$$

$$E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11}) = \pi_{t-13,t-1} \quad [2.28]$$

En definitiva:

$$i_t = r_t + E_t(\pi_{t,t+12}) = r_t + \pi_{t-12,t} \quad [2.29]$$

La evolución de la serie del tipo de interés real, en niveles y en primeras diferencias, se exhibe en la figura 2.8. La simple inspección visual de las series nos permite inferir que el incremento del tipo de interés real es estacionario.<sup>28</sup>

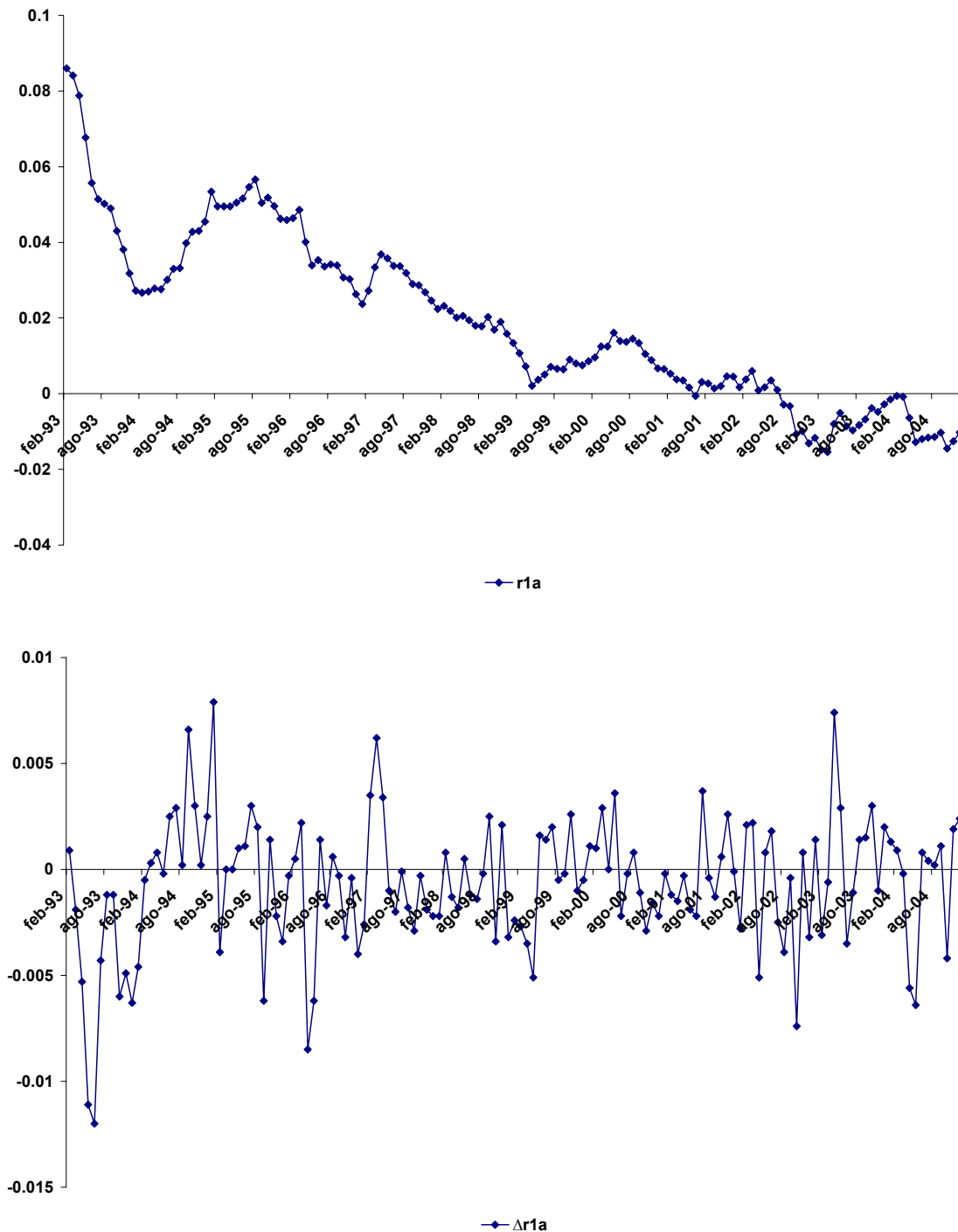
<sup>28</sup> Observamos además una caída espectacular de los tipos de interés reales esperados en 1.000 puntos básicos (p.b.) en estos años.



No obstante, analizamos la estacionariedad de la serie de los incrementos en los tipos de interés reales con los contrastes habituales utilizados anteriormente y los resultados se muestran en la tabla 2.13. Según todos los tests realizados podemos suponer que la serie es estacionaria.

**Figura 2.8.-** Evolución del tipo de interés real (en niveles y en primeras diferencias)

$r1a$  denota el tipo de interés real a 1 año y  $\Delta r1a$  denota el incremento del tipo de interés real a 1 año



**Tabla 2.13.-** Test de estacionariedad del incremento en el tipo de interés real

Test	t-statistic		Interpretación
ADF	-8.571743 <sup>c</sup>	-3.476805 <sup>M</sup>	Rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria
		-2.881830 <sup>M</sup>	
		-2.577668 <sup>M</sup>	
DF	-7.740705 <sup>c</sup>	-2.581349 <sup>M</sup>	Rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria
		-1.943090 <sup>M</sup>	
		-1.615220 <sup>M</sup>	
PP	-8.746689 <sup>c</sup>	-3.476805 <sup>M</sup>	Rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria
		-2.881830 <sup>M</sup>	
		-2.577668 <sup>M</sup>	
KPSS	0.162514	0.7390 <sup>K</sup>	No podemos rechazar la hipótesis de estacionariedad
		0.4630 <sup>K</sup>	
		0.3470 <sup>K</sup>	

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

**Tabla 2.14.-** Correlaciones entre los factores incorporados al modelo

$r_{mt}$  denota el factor de mercado,  $\Delta r_t$  muestra el cambio en los tipos de interés reales y  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$  recoge el cambio en la tasa de inflación esperada

	$r_{mt}$	$\Delta r_t$	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$
$r_{mt}$	1.000000	-0.006666	0.008709
$\Delta r_t$	-0.006666	1.000000	-0.615668
$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	0.008709	-0.615668	1.000000

Teniendo en cuenta la importancia de comprobar el nivel de correlación que existe entre el total de variables explicativas que incluimos en el modelo, adjuntamos la tabla 2.14. La relación entre el cambio en los tipos reales y la tasa de inflación esperada es del 62 % y de signo negativo, por lo que se ha procedido a ortogonalizar la variable tipo de interés (ver tabla 2.15). De esta forma, se elimina el efecto indirecto de los cambios en la tasa de inflación a través de los tipos de interés reales.

**Tabla 2.15.-** Ortogonalización de los factores

Regresión estimada por MCO que nos permite ortogonalizar el factor del cambio en los tipos de interés y en la tasa de inflación

$$\Delta r_t = a + b \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \varepsilon_t$$

	T. independiente	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	R <sup>2</sup>
Coefficientes	-0.000751 <sup>c</sup>	-0.804381 <sup>c</sup>	0.379047
(t-statistics)	(-3.631756)	(-9.277401)	

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

### 8.3.2. Análisis del efecto *Fisher* a medio plazo

Una forma de comprobar si la tasa de inflación esperada (actual y retardada) afecta a medio plazo a los tipos de interés nominales, es decir, una forma de analizar la existencia del efecto *Fisher* a medio plazo, consiste en realizar la siguiente prueba:

$$\Delta i_t = \alpha_1 \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \alpha_2 \cdot \Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11}) + \varepsilon_t \quad [2.30]$$

siendo  $\Delta i_t$  los cambios en el tipo de interés nominal,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$  el cambio en la tasa de inflación esperada,  $\Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})$  el cambio en la tasa de inflación esperada retardado un periodo y  $\varepsilon_t$  la variación del tipo de interés real.

**Tabla 2.16.-** Comprobación de la existencia del Efecto *Fisher* a medio plazo

Regresión estimada por MCO con errores estándar robustos, es decir, corregidos por autocorrelación y heteroscedasticidad con el procedimiento de Newey-West. Dicha regresión nos permite comprobar si los cambios en la tasa de inflación esperada afectan a los cambios en los tipos de interés nominales:

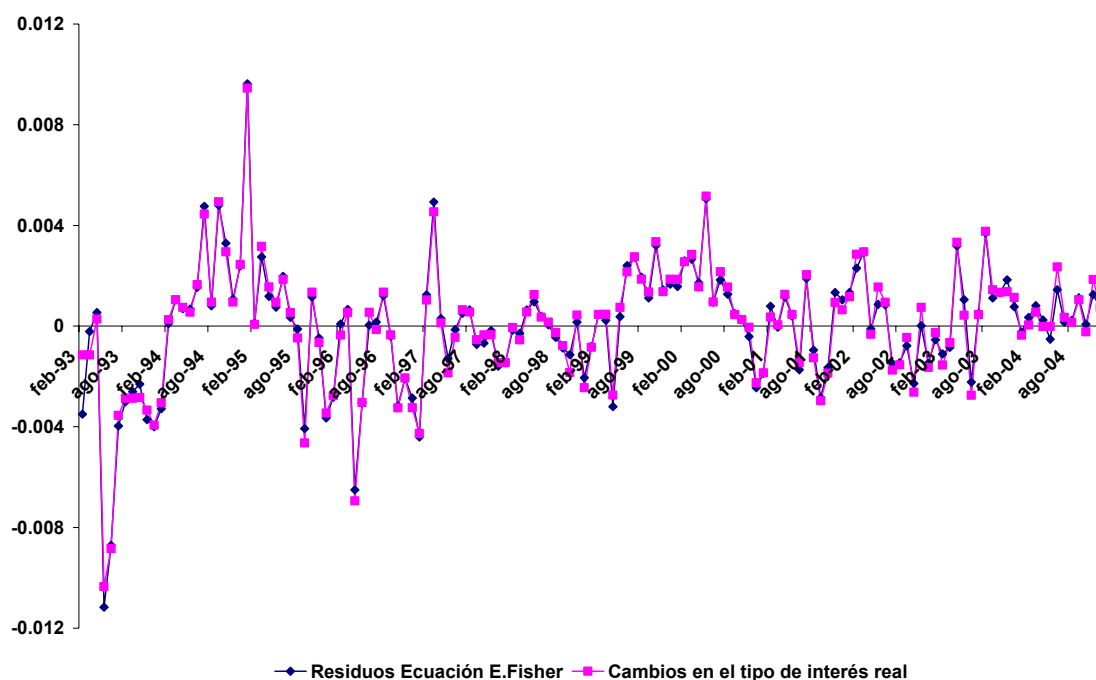
$$\Delta i_t = \alpha_1 \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \alpha_2 \cdot \Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11}) + \varepsilon_t$$

donde  $\Delta i_t$  muestra los cambios en el tipo de interés nominal,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$  denota el cambio en la tasa de inflación esperada,  $\Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})$  representa el cambio en la tasa de inflación esperada retardado un periodo y  $\varepsilon_t$  una perturbación aleatoria, que en esta regresión coincide con el cambio en el tipo de interés real

	T. independiente	$\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$	$\Delta E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})$	R <sup>2</sup>
Coefficientes	-0.000751 <sup>b</sup>	0.195619 <sup>c</sup>	0.134754	0.036498
(t-statistics)	(-2.289430)	(2.721731)	(1.234583)	

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

**Figura 2.9.-** Evolución del cambio en el tipo de interés real y de los residuos de la ecuación que nos permite comprobar la existencia del Efecto *Fisher*



Según estos resultados (ver tabla 2.16), existe una relación positiva y significativa entre los cambios en la tasa de inflación esperada actual y los cambios en los tipos de interés nominales. Concretamente, ante un incremento de la tasa de inflación de un 100 %, los tipos de interés nominales se mueven en la misma dirección,

es decir, crecen también, pero en un porcentaje de un 20 %, aproximadamente, dependiendo también de la inflación pasada. Los residuos de la regresión que nos permite comprobar la validez parcial de la hipótesis de *Fisher*, coinciden con la serie de los cambios en el tipo de interés real (ver figura 2.9).<sup>29</sup>

#### 8.4. Estimación del modelo y resultados

La relación entre los rendimientos de los activos y los cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada se analiza a través del modelo [2.21] cuya estimación se realiza aplicando metodología SUR. Los resultados del análisis se muestran en la tabla 2.17 que exponemos a continuación.<sup>30</sup>

**Tabla 2.17.-** Sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante *shocks* en los tipos de interés reales, inflación esperada y rendimiento de mercado

**RS1, RS2-NC ..., RST** denota el rendimiento del sector 1, sector 2 “no construcción” ..., sector 6 y del total del mercado bursátil.  $r_t^j$  recoge el rendimiento del activo  $j$  en el mes  $t$ ,  $\beta^j$  muestra la sensibilidad del activo ante la cartera de mercado,  $r_{mt}$  es el rendimiento de la cartera de mercado,  $\Delta r_t$  representa los cambios en el tipo de interés real,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$  denota el cambio en la tasa de inflación esperada,  $\gamma^j$  muestra la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés reales e inflación esperada, y  $\varepsilon_{jt}$  es un componente de error. La muestra comprende desde Febrero de 1993 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR. Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

$$r_t^j = \alpha^j + \beta^j \cdot r_{mt} + \gamma_r^j \cdot \Delta r_t + \gamma_\pi^j \cdot \Delta E_t(\pi_{t,t+12}) + \varepsilon_{jt}$$

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
$r_{mt}$	0.7582 <sup>c</sup> (15.433)	0.9053 <sup>c</sup> (12.559)	0.8298 <sup>c</sup> (11.636)	0.7080 <sup>c</sup> (10.830)	0.8360 <sup>c</sup> (13.302)	1.9243 <sup>c</sup> (10.043)	0.6550 <sup>c</sup> (17.454)	1.3417 <sup>c</sup> (13.140)	0.8160 <sup>c</sup> (21.331)
$\Delta r_t$	-4.0581 <sup>c</sup> (-3.5267)	-5.0523 <sup>c</sup> (-2.9968)	-6.1571 <sup>c</sup> (-3.6867)	-5.5040 <sup>c</sup> (-3.5974)	-3.3103 <sup>b</sup> (-2.2528)	-3.7178 (-0.5684)	-2.6107 <sup>c</sup> (-2.9735)	-7.4676 <sup>c</sup> (-3.1284)	-4.2075 <sup>c</sup> (-4.7007)
$\Delta E_t(\pi_t)$	-0.9711 (-0.8264)	-5.2452 <sup>c</sup> (-3.0418)	-1.9496 (-1.1430)	-2.1299 (-1.3620)	-2.0640 (-1.3728)	-2.3199 (-0.5291)	-1.8729 <sup>b</sup> (-2.0863)	-5.4709 <sup>b</sup> (-2.2398)	-2.6748 <sup>c</sup> (-2.9234)
$R^2 \text{ Aj.}$	0.6283	0.5359	0.4998	0.4647	0.5474	0.6114	0.6795	0.5573	0.7652

Comparando estos resultados con los obtenidos en el modelo puro de dos factores podemos afirmar que la sensibilidad de los distintos sectores ante cambios en el rendimiento de mercado muestra coeficientes positivos y significativos, siendo además la cuantía de los coeficientes muy similar en ambas pruebas.

En cuanto al factor de tipo de interés real, encontramos evidencia en el sentido de Tessaromatis (2003), ya que los sectores responden de forma negativa y significativa ante variaciones en los tipos de interés reales (esperados) al igual que lo hacían ante

<sup>29</sup> Según Fisher (1930), Esteve y Tamarit (1996), Alonso et al. (1997), Bajo y Esteve (1998) y Ferrer (2000), el efecto *Fisher* se cumple parcialmente y en el largo plazo.

<sup>30</sup> Hemos realizado pruebas con los cambios en la tasa de inflación retardada como variable explicativa adicional, pero los resultados son no significativos. Por tanto, esta variable no se incluye en el modelo que estimamos en la expresión [2.21]. Las pruebas del efecto *Fisher* corroboran esta decisión.

movimientos en los tipos de interés nominales. El sector que muestra un menor nivel de significación estadística es el sector 4 “medios de comunicación”.

En lo que se refiere a la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en la tasa de inflación esperada, es decir, la duración de los activos a fluctuaciones en la inflación esperada, a diferencia de los resultados de Tessaromatis (2003), que evidenciaban una respuesta no significativa de la mayoría de los rendimientos sectoriales, nosotros encontramos una respuesta significativa y negativa en el sector 2 “no construcción” y los sectores 5 y 6, así como en el total del mercado bursátil.

Es interesante señalar que dicha duración inflación es claramente inferior a la duración total en todos los sectores, lo que indica una capacidad de absorción de la inflación parcial de las empresas del mercado bursátil español.

Volvemos a realizar el contraste de igualdad de sensibilidad intersectorial, evidenciando una respuesta significativamente distinta entre los diferentes sectores ante variaciones en los tipos de interés reales. En cuanto a la sensibilidad ante el factor inflación, no podemos rechazar la hipótesis inicial de igualdad de respuesta entre todos los sectores.

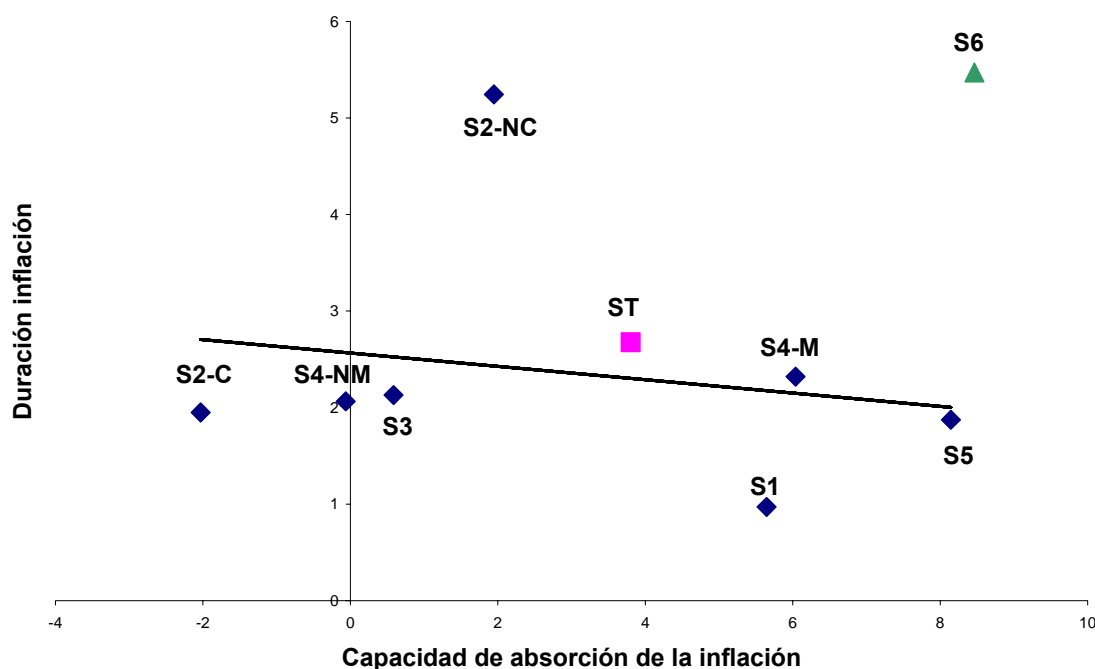
### **8.5. Relación entre capacidad *flow-through* y duración “inflación”**

De nuevo, para el caso de la duración “inflación” (sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante fluctuaciones en la tasa de inflación esperada) representamos una gráfica con la capacidad *flow-through* y dichas duraciones de los activos (ver figura 2.10). En esta ocasión, si eliminamos del análisis la observación correspondiente al sector 6 (por las razones anteriormente indicadas), podemos comprobar la relación entre duración de los activos y capacidad de absorción de la inflación, a través de la regresión que muestra la expresión [2.19].

Los resultados de esta regresión (por MCO y con estadísticos *t* corregidos por *White* para tener en cuenta la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad) se exhiben en la tabla 2.18. El coeficiente  $R^2$  muestra un valor cercano al 4 %, muy inferior al valor encontrado en el análisis que estudiaba esta relación para el caso de la duración total ante cambios en los tipos de interés nominales. Sin embargo, aunque sin exhibir significación estadística, seguimos encontrando una relación negativa entre la capacidad de absorción de la inflación y la sensibilidad de los activos a nivel sectorial ante

cambios en la tasa de inflación esperada. Esta falta de significación estadística puede ser debida al hecho de que solamente contamos con una muestra de siete observaciones y, en parte, por la eterna duda de una correcta estimación de la inflación esperada.

**Figura 2.10.-** Relación entre capacidad *flow-through* y sensibilidad ante tasa de inflación esperada



**Tabla 2.18.-** Regresión entre sensibilidad ante tasa de inflación esperada y capacidad de absorción de la inflación sectorial

La siguiente regresión se ha estimado utilizando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores corregidos por autocorrelación y heteroscedasticidad utilizando el procedimiento de *White*. *t*-statistics aparecen entre paréntesis. <sup>c</sup>  $p < 0.05$  <sup>b</sup>  $p < 0.10$  <sup>a</sup>  $p < 0.15$

$$\hat{\gamma}_{\pi}^j = \psi_0 + \psi_1 \cdot \hat{\beta}_2^j + u^j$$

$\hat{\gamma}_{\pi}^j$  muestra la estimación de la duración de los activos del sector  $j$  ante cambios en la inflación esperada,  $\hat{\beta}_2^j$  recoge la capacidad *flow-through* del sector  $j$  según el modelo [2.17] y  $u^j$  es un término de error.

T. independ.	$\psi_1$	$R^2$	$R^2$ Aj.	F ( <i>p</i> -valor)
2.5642 <sup>b</sup> (3.7974)	-0.0690 (-0.8215)	0.0371	-0.1555	0.6792

## 9. Otros factores explicativos de la sensibilidad de los rendimientos de los activos

Recientemente han aparecido una serie de estudios que se han centrado en estimar la sensibilidad de ciertos activos ante cambios en los tipos de interés y, además, han intentado dar una explicación en base a las características financieras exhibidas por las empresas.

En un trabajo de Pearce y Roley (1988) ya se encuentra evidencia en el sentido de que las características de la empresa van a determinar el efecto último de los *shocks* inflacionistas sobre los rendimientos en cada sector.

A partir de ahí, numerosos trabajos incorporan diferentes características específicas de la empresa como posibles factores explicativos de la sensibilidad que muestran las acciones ante cambios en los tipos de interés nominales o, avanzando un poco más, en los tipos de interés reales y la tasa de inflación.

Entre los factores planteados en los trabajos más recientes destacamos los siguientes:

- El método de contabilización del valor de los inventarios (FIFO o LIFO), el valor en libros de la deuda a largo plazo, el colchón impositivo que supone la depreciación y los efectos del gasto en los planes de pensiones (Pearce y Roley, 1988).
- El nivel de crecimiento del activo (Sweeney, 1998).
- Las oportunidades de crecimiento (ratio *book-to-market*) (Hevert et al., 1998 a y b).
- El tamaño de la empresa (capitalización de mercado) y el crecimiento de la empresa (ratio *book-to-market*) (Cornell, 2000).
- El tamaño de la empresa (capitalización de mercado), el crecimiento de la empresa (*price to book ratio*), su posición de dominio, el ratio de apalancamiento y la magnitud de los gastos en investigación y desarrollo (I+D) (Kadiyala, 2000).
- El nivel de deuda, el tamaño de la empresa, la parte de la deuda a largo plazo que tiene su vencimiento el próximo año (% sobre el total de activos), la política de pago de dividendos, la tasa de rentabilidad por dividendos, una medida del lapso temporal de regulación y el *rating* de la deuda de la empresa (O'Neal, 1998).
- El nivel de liquidez, el nivel de apalancamiento financiero y los ciclos de negocio (Bartram, 2002).<sup>31</sup>
- El nivel de endeudamiento financiero, la capacidad de generar liquidez y el tamaño de la empresa (Fraser et al., 2002).

---

<sup>31</sup> También se utilizan los valores medios de datos contables anuales recogidos de los balances: Valores en libros de la deuda, Total de activos, Caja / Total de activos, Quick ratio (saldo vivo) ([Caja+Derechos de cobro a corto plazo]/Obligaciones a corto plazo), Current ratio ([Caja+Derechos de cobro a corto plazo+Inventario]/Obligaciones a corto plazo), Flujos de caja / Activos totales ([Ingresos netos antes de impuestos+Depreciación+Incremento neto en provisiones]/Activos totales).

- El nivel de apalancamiento financiero a largo plazo, la liquidez de la empresa o su capacidad para generar flujos de caja, la tasa de rentabilidad por dividendos y el tamaño de la empresa (Soto et al., 2005).

- El tamaño de los activos y las oportunidades de crecimiento, medidas a través del ratio *book-to-market* (Barnard y Villiers, 2003).

- El lapso regulatorio o pertenencia a un sector regulado, el ciclo de negocio y el crecimiento esperado de la empresa (*price earnings ratio*) (Tessaromatis, 2003).

**Tabla 2.19.-** Principales factores explicativos de la sensibilidad a tipos de interés

<b>Factores explicativos</b>	<b>Autores que los utilizan</b>
Método de valoración de inventarios	Pearce y Roley (1988)
Nivel de endeudamiento	Pearce y Roley (1988) O'Neal (1998) Kadiyala (2000) Bartram (2002) Fraser et al. (2002) Soto et al. (2005)
Colchón impositivo de la depreciación	Pearce y Roley (1988)
Gasto en planes de pensiones	Pearce y Roley (1988)
Tamaño de la empresa	O'Neal (1998) Cornell (2000) Kadiyala (2000) Fraser et al. (2002) Soto et al. (2005) Barnard y Villiers (2003)
Oportunidades de crecimiento	Sweeney (1998) Hevert et al. (1998 a y b) Cornell (2000) Kadiyala (2000) Barnard y Villiers (2003) Tessaromatis (2003)
Posición de dominio	Kadiyala (2000)
Gastos en I+D	Kadiyala (2000)
Rentabilidad por dividendos	O'Neal (1998) Soto et al. (2005)
Nivel de regulación sectorial	O'Neal (1998) Tessaromatis (2003)
<i>Rating</i> de la Deuda	O'Neal (1998)
Nivel de liquidez	Bartram (2002) Fraser et al. (2002) Soto et al. (2005) Tessaromatis (2003)
Ciclo de negocio	Bartram (2002) Tessaromatis (2003)



Dichos factores los estructuramos en la tabla 2.19, lo que nos permite observar más claramente aquellos que han sido utilizados en mayor medida en la literatura. Observando dicha tabla nos damos cuenta como gran parte de la literatura que estudia los posibles factores explicativos de la sensibilidad de los rendimientos de activos a los tipos de interés se ha centrado en cuatro factores fundamentalmente, como son (1) el nivel de endeudamiento de la empresa, (2) el nivel de liquidez o de generación de flujos de caja, (3) el tamaño de la empresa y, por último, (4) sus oportunidades de crecimiento.

Las explicaciones que se han dado para su inclusión las podemos resumir de la siguiente forma:

(1) El nivel de endeudamiento de la empresa, que puede ser percibido como el determinante medible más importante de la exposición al riesgo de interés. Podemos afirmar que un aumento del tipo de interés incrementa los costes de financiación, lo cual afecta negativamente a las ganancias de la empresa y también al precio del activo, por lo que esperamos una relación positiva entre el nivel de apalancamiento financiero a largo plazo y la exposición al riesgo de interés.

(2) El nivel de liquidez o de generación de flujos de caja, que amortigua los movimientos desfavorables de los tipos de interés, reduciendo el coste esperado de crisis financiera o impago, ya que hace que la empresa dependa menos de la financiación externa. Por tanto, esperamos una relación negativa entre la liquidez y la exposición al riesgo de interés.

(3) El tamaño de la empresa, también es un factor importante, en el que se pueden producir varios efectos contradictorios según diferentes explicaciones, por lo que su efecto neto sobre la exposición a cambios en el tipo de interés deberá ser obtenido empíricamente. Según algunos autores como O'Neal (1998), parece que el tamaño está correlacionado con el lapso regulatorio al que se enfrentan las empresas del sector público. Las empresas de mayor tamaño normalmente tienen una mayor cantidad de sus activos en manos de instituciones, por lo que son más sensibles a los tipos de interés. Esta sensibilidad está dirigida, aparentemente, en gran parte, por inversores orientados a la recepción de una renta fija, que perciben que los activos del sector público son sustitutivos viables para los instrumentos de rentabilidad más tradicional, es decir, activos de renta fija.

(4) Por último, las oportunidades de crecimiento de la empresa forman el cuarto factor que incluimos en el análisis explicativo de la sensibilidad a tipos de interés de los activos. La relación entre dicho crecimiento y el riesgo de interés tampoco está clara, por lo que debemos acudir de nuevo a su estimación empírica, ya que en la literatura se ha encontrado evidencia a favor tanto de una relación positiva como negativa.

### 9.1. Datos y metodología

Para examinar los determinantes de la sensibilidad de las acciones ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada, proponemos el siguiente modelo:

$$\hat{\gamma}^j = \delta_0 + \delta_1 \cdot \text{endeudamiento} + \delta_2 \cdot \text{liquidez} + \delta_3 \cdot \text{tamaño} + \delta_4 \cdot \text{crecimiento} + u^j \quad [2.31]$$

donde  $\hat{\gamma}^j$  recoge la estimación de la duración de los títulos para el sector  $j$ , *endeudamiento* representa el nivel de apalancamiento financiero medio anual de la empresa, *liquidez* refleja la capacidad de generación de flujos de caja media anual, *tamaño* representa el tamaño de la empresa, *crecimiento* muestra las oportunidades de crecimiento en términos medios anuales y  $u^j$  es un término de error.

Como los coeficientes de sensibilidad ante tipos de interés nominales, reales y tasa de inflación estimados tienen, en su mayoría, signo negativo, consideramos la duración estimada con signo cambiado para así facilitar su interpretación. Además, como es tradicional en este tipo de estudios, el modelo [2.31] ha sido estimado a través de MCO, con errores estándar robustos, es decir, corregidos por autocorrelación y heteroscedasticidad con el procedimiento de *White*.

Las medidas concretas utilizadas para cada uno de esos cuatro factores las extraemos de los datos financieros de Balance y Cuenta de P y G de cada empresa,<sup>32</sup> obtenidas del website de “Bolsa de Madrid” y de la base de datos SABI:

(1) El nivel de endeudamiento medio anual de cada empresa (*endeudamiento*) lo incorporamos a través de un ratio de apalancamiento medido como el peso que las deudas a corto y largo plazo tienen sobre el total del pasivo (en porcentaje):

$$\text{Endeudamiento} = [(T. \text{ pasivo} - F. \text{ propios})/T. \text{ pasivo}] \cdot 100 \quad [2.32]$$

<sup>32</sup> Se obtiene de cada característica financiera su valor promedio anual para cada empresa.

A través de él medimos la relación existente entre la financiación ajena y propia de la empresa. Nos aporta información referente al peso de las deudas a corto y a largo plazo en el total del pasivo.

(2) El nivel de liquidez medio anual (*liquidez*) lo medimos a través del ratio de liquidez general que obedece a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{Liquidez} &= \text{Activo circulante} / \text{Pasivo líquido} = \\ &= (\text{Gtos. a distribuir varios ejerc.} + \text{Act. circulante}) / \\ &\quad (\text{Ingr. a distribuir varios ejerc.} + \text{Acreedor. a C/P} + \\ &\quad + \text{Provisión para riesgos y gastos a C/P}) \end{aligned} \quad [2.33]$$

Se corresponde con el ratio de solvencia o liquidez a medio plazo y recibe el nombre de “liquidez general”, entendiendo liquidez como la capacidad potencial que tiene la empresa para pagar sus obligaciones. La comparación entre la cantidad de riqueza disponible o activos realizables a corto plazo (activo circulante) y las deudas que habrá que atender a corto plazo (pasivo circulante) proporciona una medida de esta liquidez. Dependerá del grado de realización de los elementos del activo, es decir, si están cerca de su conversión en dinero (derechos de cobro que venzan a corto plazo, existencias que se vayan a vender, etc.), y del grado de exigibilidad del pasivo, es decir, vencimiento de las deudas y necesidad de su devolución.

Los gastos e ingresos a distribuir en varios ejercicios se incluyen respectivamente dentro del activo circulante y pasivo circulante. Las provisiones para riesgos y gastos a corto plazo forman parte del pasivo que hay que atender a corto plazo como fondo de provisión para otras operaciones de tráfico.

Si el valor del ratio es mayor que uno, el activo circulante supera el pasivo circulante y normalmente el activo transformado en liquidez será suficiente para atender el pago de las deudas que venzan a corto plazo. Si es menor que uno, el activo circulante es menor que el pasivo circulante y puede haber problemas para pagar las deudas exigibles a corto plazo. Cuanto menor sea significará un valor mayor del endeudamiento a corto plazo. Si el valor es demasiado alto puede significar un exceso de capitales inaplicados y por tanto una menor rentabilidad total, aunque la capacidad de pago sea elevada.

(3) El tamaño de la empresa medio anual (*tamaño*) lo calculamos como el logaritmo natural de la capitalización de mercado de la empresa:

$$\text{Tamaño} = \text{Ln} (\text{Capitalización de mercado}) \quad [2.34]$$

(4) Por último, las oportunidades de crecimiento medias anuales (*crecimiento*) las obtenemos con el siguiente ratio:

$$\text{Crecimiento} = \text{Valor contable/valor de mercado} \quad [2.35]$$

Utilizamos el ratio *book-to-market* para reflejar las oportunidades de crecimiento de las empresas que analizamos en este estudio.

Destacar que estos cálculos nos proporcionan series de valores anuales para cada característica de las empresas individuales, por lo que necesitamos obtener la media anual de esos valores, consiguiendo así un solo dato relativo a la característica financiera para cada empresa en el total de la muestra.

La siguiente tabla muestra el nivel de correlación existente entre los cuatro factores propuestos: endeudamiento, liquidez, tamaño y crecimiento. Hay que reseñar la fuerte correlación negativa entre el nivel de apalancamiento y el nivel de liquidez que exhiben las empresas (-53 % aproximadamente).

**Tabla 2.20.-** Correlaciones entre los factores explicativos incorporados al modelo

	<i>Endeudamiento</i>	<i>Liquidez</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Crecimiento</i>
<i>Endeudamiento</i>	1.0000	-0.5274	-0.0326	-0.1787
<i>Liquidez</i>	-0.5274	1.0000	-0.3240	0.0514
<i>Tamaño</i>	-0.0326	-0.3240	1.0000	0.2005
<i>Crecimiento</i>	-0.1787	0.0514	0.2005	1.0000

Ese nivel de correlación preocupante entre ambos factores (liquidez y apalancamiento) lo podemos corregir, como hemos hecho hasta ahora, ortogonalizando uno de ellos, para evitar que los resultados obtenidos estén reflejando realmente la correlación que exhiben. Decidimos realizar dicha ortogonalización regresando el ratio de apalancamiento sobre una constante y el ratio de liquidez, bajo una estimación MCO. La serie de residuos de dicha regresión sustituirá al factor de apalancamiento.

## 9.2. Estimación y resultados

Para poder realizar este análisis, necesitamos estimar la sensibilidad de los rendimientos de las acciones ante variaciones en los tipos de interés, pero con las empresas individuales, por lo que seleccionaremos aquellas para las que disponemos de

precios en al menos un 60 % del total del periodo muestral (alrededor de 90 observaciones mensuales).<sup>33</sup>

Los resultados de la estimación del modelo [2.31] para cambios en los tipos de interés nominales se exhiben en la tabla 2.21.<sup>34</sup> Realizamos un conjunto de pruebas utilizando como variables independientes las combinaciones de los factores explicativos propuestos, con el fin de evitar posibles interrelaciones entre ellos que desvirtúen los resultados. Aquellos coeficientes con significación estadística para un factor concreto muestran que esa característica de la empresa afecta a la sensibilidad de la misma ante variaciones en el tipo de interés nominal.

Los resultados muestran claramente que los coeficientes de los factores principales “endeudamiento”, “liquidez” y “tamaño” mantienen su signo a través de las diferentes pruebas en las que hemos incorporado y eliminado factores. En todas ellas, el factor “endeudamiento” muestra un nivel de significación estadística considerable y signo positivo.

**Tabla 2.21.-** Determinantes de la sensibilidad a tipos de interés nominales

$\hat{p}^j$  muestra la estimación de la duración de los activos para el sector  $j$ , *endeudamiento* representa el nivel de apalancamiento financiero medio anual de la empresa, *liquidez* refleja la capacidad de generación de flujos de caja media anual, *tamaño* representa el tamaño de la empresa, *crecimiento* muestra las oportunidades de crecimiento en términos medios anuales y  $u^j$  muestra un término de error. La muestra está formada por 74 observaciones y la siguiente regresión se ha estimado mediante MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White). Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

$$\hat{p}^j = \delta_0 + \delta_1 \cdot \text{endeudamiento} + \delta_2 \cdot \text{liquidez} + \delta_3 \cdot \text{tamaño} + \delta_4 \cdot \text{crecimiento} + u^j$$

	(1)	(2)	(3)
<b>Endeudamiento</b>	0.1315 <sup>c</sup> (2.8860)	No se incluye	0.1039 <sup>b</sup> (2.3513)
<b>Liquidez</b>	No se incluye	-3.0177 <sup>b</sup> (-2.2587)	-2.4238 <sup>b</sup> (-2.0622)
<b>Tamaño</b>	-0.3404 (-1.0688)	-0.8222 <sup>b</sup> (-2.1107)	-0.6490 <sup>a</sup> (-1.7455)
<b>Crecimiento</b>	-0.0625 (-0.3111)	-0.0789 (-0.4011)	-0.0214 (-0.1247)
R <sup>2</sup> Aj.	0.1020	0.1076	0.1583

<sup>33</sup> Es importante destacar que aunque esta condición nos garantiza la disponibilidad de datos suficientes, sin embargo, se puede generar un sesgo muestral, ya que, normalmente, las empresas que publican datos de forma frecuente son las empresas de gran tamaño.

<sup>34</sup> Debido a la particularidad de este análisis que utiliza una metodología distinta, no se podría incluir la capacidad *flow-through* como factor explicativo, debido a la imposibilidad de estimarla para gran parte de empresas individuales, por la falta de datos en muchos casos.

En lo que se refiere a los factores “liquidez” y “tamaño”, ambos exhiben un coeficiente negativo y significativo en la mayoría de las pruebas, pero con un nivel de significación estadística más bajo que el factor “endeudamiento”.

El último factor principal, “crecimiento”, muestra signo negativo, pero sin significación estadística, por lo que es el factor explicativo que menos información aporta sobre la sensibilidad de las acciones españolas ante cambios en los tipos de interés nominales en este trabajo.

Según estos resultados podemos afirmar que los factores explicativos más importantes de la sensibilidad ante tipos de interés nominales son el nivel de endeudamiento, con un nivel de significación del 5 % de media, y el grado de liquidez de la empresa y el tamaño de la misma, con un nivel de significación de un 10 % de media en ambos casos. Además, destacamos que la prueba que incorpora los cuatro factores principales alcanza el poder explicativo más alto, con un valor del coeficiente  $R^2$  ajustado del 16 % aproximadamente.

El estudio de los principales determinantes de la sensibilidad ante cambios en los tipos de interés nominales ha sido tratado en varios trabajos internacionales previos, así como en un estudio para el caso español (Soto et al., 2005). Sin embargo, su aplicación para el caso de los cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada únicamente nos consta que se ha realizado en el trabajo de Tessaromatis (2003), siendo, por tanto, un estudio bastante novedoso a nivel internacional y totalmente pionero para el caso español. Por ello, intentaremos interpretar los resultados obtenidos de forma más extensa y detallada que en el caso anterior.

Los resultados de la estimación del modelo [2.31] para cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada se muestran en la tabla 2.22. Como en el caso anterior, hemos realizado una serie de pruebas alternativas utilizando como variables independientes las combinaciones de los factores explicativos propuestos, con el fin de evitar posibles interrelaciones entre ellos que desvirtúen los resultados. Recordamos, de nuevo, que los coeficientes con significación estadística para un factor concreto muestran que esa característica de la empresa afecta a la sensibilidad de la misma ante variaciones en el tipo de interés real o en la tasa de inflación esperada.

**Tabla 2.22.-** Determinantes de la sensibilidad a tipos de interés reales e inflación esperada

$\hat{\rho}^j$  muestra la estimación de la duración de los activos para el sector  $j$ , *endeudamiento* representa el nivel de apalancamiento financiero medio anual de la empresa, *liquidez* refleja la capacidad de generación de flujos de caja media anual, *tamaño* representa el tamaño de la empresa, *crecimiento* muestra las oportunidades de crecimiento en términos medios anuales y  $u^j$  muestra un término de error. La muestra está formada por 74 observaciones y la siguiente regresión se ha estimado mediante MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White). Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

$$\hat{\rho}_i^j = \delta_{0i} + \delta_{1i} \cdot \text{endeudamiento} + \delta_{2i} \cdot \text{liquidez} + \delta_{3i} \cdot \text{tamaño} + \delta_{4i} \cdot \text{crecimiento} + u_i^j, \text{ siendo } i = r, \pi$$

**PANEL A: Duración real**

	(1)	(2)	(3)
$\delta_{1r}$	0.1279 <sup>c</sup> (2.9300)	No se incluye	0.1054 <sup>b</sup> (2.4918)
$\delta_{2r}$	No se incluye	-2.5782 <sup>b</sup> (-2.0749)	-1.9753 <sup>a</sup> (-1.8318)
$\delta_{3r}$	-0.2389 (-0.7768)	-0.6662 <sup>a</sup> (-1.7276)	-0.4903 (-1.3559)
$\delta_{4r}$	0.0103 (0.0551)	-0.0146 (-0.0770)	0.0437 (0.2636)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0839	0.0616	0.1187

**PANEL B: Duración inflación**

	(1)	(2)	(3)
$\delta_{1\pi}$	0.0497 <sup>a</sup> (1.8519)	No se incluye	0.0363 (1.3757)
$\delta_{2\pi}$	No se incluye	-1.3844 <sup>b</sup> (-2.4901)	-1.1768 <sup>b</sup> (-2.2782)
$\delta_{3\pi}$	-0.7654 <sup>c</sup> (-3.2242)	-0.9757 <sup>c</sup> (-4.0001)	-0.9152 <sup>c</sup> (-3.7388)
$\delta_{4\pi}$	-0.2974 <sup>c</sup> (-5.1161)	-0.2976 <sup>c</sup> (-5.4564)	-0.2775 <sup>c</sup> (-5.1700)
R <sup>2</sup> Aj.	0.3005	0.3194	0.3236

Para el caso de la sensibilidad ante tipos de interés reales<sup>35</sup> (Panel A de la tabla 2.22) hemos observado que los coeficientes de los cuatro factores principales mantienen su signo a través de las diferentes pruebas en las que se han incorporado y eliminado factores, excepto el factor crecimiento (que presenta signo distinto en la segunda). En todas ellas, uno de los factores principales como es el “endeudamiento” muestra un coeficiente con signo positivo y un nivel considerable de significación estadística. En lo que se refiere a los factores “liquidez” y “tamaño”, ambos exhiben un coeficiente negativo, pero sólo significativo en el caso del primero. Por último, el factor “crecimiento” no muestra significación estadística ni un coeficiente con signo totalmente claro.

<sup>35</sup> Hay que tener en cuenta que esta duración “real” muestra la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en el tipo de interés real no recogidos en las variaciones de la tasa de inflación esperada.

Por tanto, el análisis de los resultados es muy similar al estudio de los factores explicativos de la sensibilidad ante cambios en los tipos nominales. De nuevo, los factores explicativos de la sensibilidad ante tipos de interés reales que hacen referencia al endeudamiento y la liquidez de la empresa muestran un alto nivel de significación (del 5 % y del 10 % respectivamente). La prueba que incorpora los cuatro factores principales del análisis es la que presenta un mayor poder explicativo (hasta alcanzar el 12 % aproximadamente).

Al igual que en otros trabajos, como el de Soto et al. (2005), O'Neal (1998) y Fraser et al. (2002), encontramos coeficientes de sensibilidad a tipos de interés reales significativa y positivamente relacionados con el nivel de endeudamiento de la empresa. El ratio de apalancamiento financiero de las empresas también será un factor relevante a la hora de medir la exposición al riesgo de interés de las empresas, teniendo en cuenta que aquellas con altas tasas de endeudamiento tendrán que hacer frente a un mayor coste de la deuda en períodos de incremento generalizado en el nivel de tipos de interés, lo cuál afecta negativamente a las ganancias de la compañía, es decir, las empresas serán más vulnerables al riesgo de interés.

En lo que se refiere al nivel de liquidez, encontramos evidencia a favor de la idea de que una elevada liquidez de la empresa puede mitigar la exposición al riesgo de interés, ya que el coeficiente exhibe un signo negativo y significativo (Bartram, 2002, Tessaromatis, 2003, y Soto et al., 2005).

Otro factor importante a la hora de explicar la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante variaciones en los tipos de interés reales es el de las oportunidades de crecimiento. Leibowitz y Kogelman (1993) ya apuntaban que la sensibilidad de los activos instalados en la empresa podía ser diferente a la que presentaban las oportunidades de crecimiento (factor franquicia). La evidencia y el modelo de descuento de dividendos tradicional defienden la idea de que los activos de alto crecimiento son más sensibles a los tipos de interés que los activos de bajo crecimiento (Sweeney, 1998 y Tessaromatis, 2003). Sin embargo, autores como Hevert et al. (1998 b) y Kadiyala (2000) suponen que las oportunidades de inversión se pueden tratar como opciones y sugieren que el componente de crecimiento en los activos es menos sensible a los tipos de interés, hipótesis defendida también por Leibowitz y Kogelman (1993). Por último,



Cornell (2000) y Barnard y Villiers (2003) evidencian que no existe un efecto “crecimiento” significativo.

En nuestro análisis, el factor de oportunidades de crecimiento exhibe un bajo nivel de significación estadística (el menor de todos los factores) y una relación fundamentalmente positiva con la sensibilidad ante tipos de interés reales, obteniendo evidencia a favor de Sweeney (1998) y Tessaromatis (2003), que sugieren que las industrias de alto crecimiento están más expuestas al riesgo de interés que las empresas de bajo crecimiento. Nuestro resultado estaría en contra de otros autores, como Hevert et al. (1998 a y b), Kadiyala (2000) y otros.

O’Neal (1998), Cornell (2000), Kadiyala (2000), Fraser et al. (2002), Soto et al. (2005) y Barnard y Villiers (2003) incorporan el efecto “tamaño” como posible explicación a la sensibilidad que muestran las empresas ante variaciones en los tipos de interés. Del mismo modo que Cornell (2000), encontramos que el efecto “tamaño” es superior, en nivel de significación, que el efecto “crecimiento”. Además, el signo negativo encontrado muestra que las empresas de mayor tamaño exhiben una menor sensibilidad frente a variaciones en los tipos de interés reales.

Para el caso de la sensibilidad a la tasa de inflación, en la línea del trabajo de Tessaromatis (2003), un porcentaje muy pequeño de empresas muestran una respuesta negativa y significativa ante cambios en la tasa de inflación esperada actual.

Observando el Panel B de la tabla 2.22, podemos afirmar que los resultados son muy diferentes al análisis de la sensibilidad ante tipos de interés nominales y reales. Estas diferencias las podemos resumir de la siguiente forma.

En lo que se refiere a los factores explicativos principales, todos ellos exhiben signos estables a lo largo de las diferentes pruebas realizadas mediante la incorporación de unos factores y otros. En estas pruebas, tanto las oportunidades de crecimiento de la empresa como el factor “tamaño” muestran signo negativo y muy alto nivel de significación estadística (1%). El nivel de endeudamiento de la empresa presenta signo positivo sin significación estadística, mientras que el grado de liquidez muestra, de nuevo, signo negativo y significación estadística.

Como los factores de crecimiento y tamaño muestran signo negativo, podemos afirmar que las industrias de alto crecimiento y de gran tamaño están expuestas en menor medida al riesgo ocasionado por cambios en la tasa de inflación esperada que las

empresas de bajo crecimiento y de tamaño reducido, resultado algo distinto de la conclusión a la que llegan autores como Sweeney (1998) y Tessaromatis (2003), en lo que se refiere al factor de crecimiento. Sin embargo, nuestro resultado es bastante racional, ya que sugiere que las empresas de mayor tamaño y aquellas que están en fase de crecimiento podrán absorber en mayor medida los *shocks* inflacionistas, y, en teoría, es lo que debe ocurrir. Finalmente, destacamos el elevado coeficiente  $R^2$  ajustado que obtenemos en la prueba que trata de explicar la sensibilidad ante la tasa de inflación (superior al 32 %).

## 10. Conclusiones

La literatura previa ha destacado la importancia que tiene la capacidad de absorción de la inflación en el análisis de la incidencia de los cambios en los tipos de interés nominales sobre las cotizaciones bursátiles, con el propósito de intentar resolver la paradoja de la duración de las acciones. Para ello se utiliza básicamente el concepto de duración de un activo financiero extendido al ámbito de la renta variable, como herramienta que indica la sensibilidad del precio del título ante cambios experimentados por los tipos de interés.

Además, hemos evidenciado la necesidad de analizar las dos fuentes de incertidumbre, es decir, variaciones de los tipos de interés originadas por variaciones en la tasa de inflación esperada y por movimientos del tipo de interés real, ya que es de especial interés de cara a la medición de los riesgos y el diseño de estrategias de protección frente a las variaciones de los tipos de interés. Asimismo, nos permitirá calcular dos tipos de duración, la duración “real” y la duración “inflación”.

En este contexto, el objetivo y la principal contribución de este capítulo se centra en la estimación de los coeficientes *flow-through* de empresas españolas, como medida de la capacidad de absorción de la inflación, agregando los datos a nivel sectorial, para analizar así la capacidad que tienen las empresas de un determinado sector de repercutir a los precios de sus productos los *shocks* inflacionistas, como paso previo para poder estimar y valorar la sensibilidad frente a las dos fuentes de riesgo, el tipo de interés y la tasa de inflación. La estimación de la capacidad de absorción de la inflación propuesta en este capítulo es una primera aproximación al problema que queremos estudiar y nos ha permitido obtener unas conclusiones iniciales que tendremos que contrastar más

adelante realizando un estudio más pormenorizado y utilizando técnicas estadísticas y econométricas más sofisticadas. Podemos afirmar que se trata de una propuesta de estimación de la capacidad *flow-through* muy estilizada y con muchos errores, debido también a la reducida muestra con la que contamos, pero que nos permite tener una primera idea de la habilidad de las empresas, a nivel sectorial, para transmitir a los precios de sus productos y/o servicios cualquier *shock* inflacionista.

En este capítulo también hemos estudiado la sensibilidad de los rendimientos empresariales ante variaciones en los tipos de interés nominales. Nuestros resultados han sugerido, como lo han hecho anteriormente los de Sweeney y Warga (1986), O' Neal (1998), Fraser et al. (2002), Oertmann et al. (2000), Kwan (2000), Hevert et al. (1998), Tessaromatis (2003) y Soto et al. (2005) entre otros, que las empresas, en general, muestran una sensibilidad negativa y significativa ante variaciones en los tipos de interés nominales. En el mercado español, destacan algunos trabajos realizados por Ferrer, por ejemplo Ferrer (2000), que analiza la relación entre la tasa de inflación española y los rendimientos bursátiles a largo plazo en términos agregados y concluye que la relación es permanente y su signo es negativo, o, por ejemplo, otro trabajo reciente, junto a otros autores, Soto et al. (2005), en el que estudia la sensibilidad de los rendimientos ante cambios no esperados en los tipos de interés nominales, llegando a la conclusión de que dicha sensibilidad es negativa y significativa. Destacamos otros trabajos del autor, como Ferrer et al. (1999), Ferrer y Matallín (2004) y Ferrer et al. (2005), centrados en el análisis del riesgo de interés y su aplicación en los fondos de inversión, así como teniendo en cuenta las oportunidades de crecimiento empresarial.

En primer lugar, se debería destacar que la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés, es decir, la duración de los activos varía de forma considerable de un sector a otro y, por tanto, la exposición de los rendimientos de los activos a los cambios en los tipos de interés depende del sector al que pertenezca la empresa. Además, es necesario remarcar la diversidad en la capacidad *flow-through* que se ha encontrado en los diferentes sectores considerados en este trabajo.

En cualquier caso, el principal resultado de este estudio es la evidencia de una relación fuerte entre la sensibilidad de los rendimientos de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales y su capacidad de absorción de la inflación, es decir, la habilidad de las empresas para trasladar los *shocks* inflacionistas a los precios de sus

productos y/o servicios. Según nuestro conocimiento, ésta es la primera vez que se ha probado empíricamente esta relación y confirma la relación negativa defendida por muchos autores como una posible explicación de la llamada paradoja de la duración de las acciones. Concretamente en nuestro estudio los resultados muestran que la capacidad *flow-through* puede explicar cerca de un 50 % de las diferencias encontradas en las duraciones de los activos ante cambios en los tipos de interés nominales para los diferentes sectores económicos.

Con el propósito de contribuir a lo hecho en otros trabajos, en el caso del mercado español hemos dado un paso más incorporando, en vez de los cambios en los tipos de interés nominales, variaciones de los tipos de interés reales y de la tasa de inflación esperada. Los resultados obtenidos vienen a decir que un amplio número de empresas sigue teniendo una sensibilidad significativa y negativa ante cambios en los tipos de interés reales. Por otro lado, los rendimientos de las empresas responden de forma negativa pero generalmente no significativa ante cambios en la tasa de inflación esperada, resultado en la línea de Tessaromatis (2003).

Esta misma relación negativa entre capacidad de absorción de la inflación y duración de los activos se ha encontrado en el caso de analizar la sensibilidad de los títulos ante cambios producidos exclusivamente por fluctuaciones en la tasa de inflación esperada, aunque es importante señalar que dicha duración es claramente inferior a la duración total. Sin embargo, los resultados no son tan concluyentes ni ofrecen un nivel tan elevado de significación estadística.

El siguiente paso, también como contribución a la literatura en el caso del mercado español, ha sido intentar encontrar otros factores explicativos de la sensibilidad que exhiben las empresas españolas a nivel sectorial. Partiendo de la literatura previa, hemos propuesto el nivel de apalancamiento, nivel de liquidez, tamaño y crecimiento de la empresa. Hemos encontrado evidencia en el mercado español consistente con los resultados de Bartram (2002) y Tessaromatis (2003). El nivel de liquidez de la empresa juega un papel importante a la hora de explicar la sensibilidad ante tipos de interés reales, ya que supone un elemento amortiguador de la misma (relación negativa entre sensibilidad y liquidez). Sin embargo, aunque el nivel de liquidez es un factor importante, el grado de endeudamiento, el tamaño de la empresa y las oportunidades de crecimiento de la misma se muestran también como otros tres factores explicativos

clave de la sensibilidad ante variaciones en los tipos de interés reales y la tasa de inflación, mostrando signo positivo el primero de ellos y negativo los dos últimos. Hay que destacar además que el factor de endeudamiento muestra significación estadística en el análisis de la sensibilidad ante el interés real y los factores “tamaño” y “crecimiento” para la sensibilidad a la tasa de inflación.

Para concluir, destacamos la contribución que hemos realizado para el caso del mercado español en el que aún no se había analizado la sensibilidad ante cambios en los tipos de interés reales separada de la sensibilidad ante variaciones en la tasa de inflación esperada a nivel sectorial, llegando a resultados similares de trabajos realizados a nivel internacional (Tessaromatis, 2003). Además, hemos intentado encontrar factores relativos a características propias de las empresas individuales para explicar la sensibilidad ante cambios en el tipo de interés real y la tasa de inflación esperada que exhiben las empresas, siendo importante el nivel de apalancamiento, el nivel de liquidez, así como el tamaño y las oportunidades de crecimiento de la empresa.

Nuestra línea de investigación futura se centrará, entre otras cosas, en ampliar el periodo muestral en mayor medida y, fundamentalmente, en realizar un análisis de causalidad, para poder estudiar si determinados sectores de la economía reaccionan ante *shocks* inflacionistas o si, por el contrario, son ellos los motores o artífices de los aumentos en el nivel de precios, utilizando, entre otros análisis, el contraste de causalidad de Granger, técnicas de cointegración, test de Johansen, etc.

También como línea de investigación futura se está estudiando la posibilidad de estandarizar las estimaciones de la capacidad de absorción de la inflación que se desarrollan en este capítulo para poder contar con valores del coeficiente *flow-through* que se encuentren entre cero y uno, y de esa forma poder incorporarlos en un modelo que nos permita diferenciar dos partes en los *shocks* inflacionistas:

1. Una primera parte que recoja el efecto de los cambios en la tasa de inflación sobre los rendimientos de las acciones teniendo en cuenta la capacidad de absorción de la inflación de las empresas (*Flow-Through Hypothesis*, FTH, Estep y Hanson, 1980).
2. Y otra parte que muestre si dicho movimiento en la tasa de inflación puede ser interpretado como una buena o una mala noticia por parte de los agentes económicos en

función del signo del cambio y el contexto económico en el que se produce (*Behavioural Finance Hypothesis*, BFH, Veronesi, 1999).

En tercer lugar, como futura línea de investigación, nos planteamos la posibilidad de incluir en la estimación de los modelos propuestos (extensiones del modelo de Stone, 1976, separando los cambios en los tipos de interés nominales en cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada), el ratio de apalancamiento en las estimaciones de la sensibilidad ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación, para poder obtener una especie de duración “desapalancada”. Además, en ese mismo modelo, y en la medida de lo posible, nos plantearemos la posibilidad de incorporar también los coeficientes de absorción de la inflación, como medida estandarizada de la capacidad *flow-through* estimada y propuesta en este trabajo.

**Anexo:** Listado de empresas incorporadas al análisis y sector al que pertenecen (orden alfabético por código)

	<b>Compañía</b>	<b>Código</b>	<b>Sector</b>
1	Antena 3 de Televisión, S.A.	A3TV	4
2	Abertis Infraestructuras, S.A.	ABE	4
3	Abengoa, S.A.	ABG	2
4	Acs, Actividades de Const.y Servicios S.A.	ACS	2
5	Acerinox, S.A.	ACX	2
6	Sdad. General Aguas de Barcelona, S.A.	AGS	1
7	Corporación Financiera Alba, S.A.	ALB	5
8	Aldeasa, S.A.	ALD	4
9	Altadis, S.A.	ALT	3
10	Amper, S.A.	AMP	6
11	Amadeus Global Travel Distribution, S.A.	AMS	4
12	Acciona, S.A.	ANA	2
13	Banco de Andalucía, S.A.	AND	5
14	Tavex Algodonera, S.A.	ASA	3
15	Avanzit, S.A.	AVZ	6
16	Azkoyen S.A.	AZK	2
17	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria, S.A.	BBVA	5
18	Barón de Ley, S.A.	BDL	3
19	Inbesos, S.A.	BES	5
20	Bankinter, S.A.	BKT	5
21	Befesa, Medio Ambiente, S.A.	BMA	2
22	Banco Español de Crédito, S.A.	BTO	5
23	Banco de Valencia, S.A.	BVA	5
24	Const. y Auxiliar de Ferrocarriles S.A.	CAF	2
25	Grupo Inmocaral, S.A.	CAR	5
26	Banco de Castilla, S.A.	CAS	5
27	Banco de Crédito Balear S.A.	CBL	5
28	Cía. Española de Petróleos, S.A.	CEP	1
29	Tecnocom, Telecomunicaciones y Energía, S.A.	CIB	6
30	Cie Automotive, S.A.	CIE	2
31	Inmobiliaria Colonial, S.A.	COL	5
32	Campofrío Alimentación, S.A.	CPF	3
33	Cementos Portland Valderrivas, S.A.	CPL	2
34	Cortefiel, S.A.	CTF	3
35	Compañía Vinícola del Norte de España, S.A.	CUN	3
36	Dogi International Fabrics, S.A.	DGI	3
37	EADS, European Aeronautic Defence and Space Co., N.V.	EAD	2
38	Ercros S.A.	ECR	2
39	Endesa, S.A.	ELE	1
40	Grupo Empresarial Ence, S.A.	ENC	3
41	Elecnor, S.A.	ENO	2
42	Europistas Concesionaria Española, S.A.	EUR	4

	<b>Compañía</b>	<b>Código</b>	<b>Sector</b>
43	Ebro Puleva, S.A.	<b>EVA</b>	3
44	Faes Farma, S.A.	<b>FAE</b>	3
45	Fomento de Constr. y Contratas S.A.	<b>FCC</b>	2
46	Grupo Ferrovial, S.A.	<b>FER</b>	2
47	Funespaña, S.A.	<b>FUN</b>	4
48	Banco de Galicia, S.A.	<b>GAL</b>	5
49	Gamesa Corporación Tecnológica, S.A.	<b>GAM</b>	2
50	Gas Natural Sdg, S.A.	<b>GAS</b>	1
51	Grupo Catalana de Occidente S.A.	<b>GCO</b>	5
52	Global Steel Wire, S.A.	<b>GSW</b>	2
53	Banco Guipuzcoano, S.A.	<b>GUI</b>	5
54	Iberdrola, S.A.	<b>IBE</b>	1
55	Iberia, Líneas Aéreas de España, S.A.	<b>IBLA</b>	4
56	Indo Internacional, S.A.	<b>IDO</b>	3
57	Indra Sistemas, S.A.	<b>IDR</b>	6
58	Inditex, Industria de Diseño Textil, S.A.	<b>ITX</b>	3
59	Jazztel, P.L.C.	<b>JAZ</b>	6
60	Lingotes Especiales, S.A.	<b>LGT</b>	2
61	Cia. de Distribucion Integral Logista, S.A.	<b>LOG</b>	4
62	Arcelor, S.A.	<b>LOR</b>	2
63	Corporación Mapfre, S.A.	<b>MAP</b>	5
64	Miquel y Costas & Miquel, S.A.	<b>MCM</b>	3
65	Duro Felguera, S.A.	<b>MDF</b>	2
66	Mecalux, S.A.	<b>MLX</b>	2
67	Metrovacesa S.A.	<b>MVC</b>	5
68	Natra, S.A.	<b>NAT</b>	3
69	Nicolás Correa S.A.	<b>NEA</b>	2
70	Nh Hoteles, S.A.	<b>NHH</b>	4
71	Natraceutical, S.A.	<b>NTC</b>	3
72	Obrascón Huarte Lain, S.A.	<b>OHL</b>	2
73	Europac, Papeles y Cartones de Europa, S.A.	<b>PAC</b>	3
74	Banco Pastor, S.A.	<b>PAS</b>	5
75	Federico Paternina, S.A.	<b>PAT</b>	3
76	Banco Popular Español, S.A.	<b>POP</b>	5
77	Promotora de Informaciones, S.A.	<b>PRS</b>	4
78	Prosegur S.A., Cía. de Seguridad	<b>PSG</b>	4
79	Pescanova, S.A.	<b>PVA</b>	3
80	Reno de Medici, S.P.A.	<b>RDM</b>	3
81	Recoletos Grupo de Comunicación, S.A.	<b>REC</b>	4
82	Red Eléctrica de España, S.A.	<b>REE</b>	1
83	Repsol, Ypf, S.A.	<b>REP</b>	1
84	Bodegas Riojanas, S.A.	<b>RIO</b>	3
85	Banco de Sabadell, S.A.	<b>SAB</b>	5
86	Banco Santander Central Hispano, S.A.	<b>SAN</b>	5
87	Seda de Barcelona, S.A. (la)	<b>SED</b>	2



	<b>Compañía</b>	<b>Código</b>	<b>Sector</b>
<b>88</b>	Sogecable, S.A.	<b>SGC</b>	4
<b>89</b>	Sniace	<b>SNC</b>	3
<b>90</b>	Sol Meliá, S.A.	<b>SOL</b>	4
<b>91</b>	Sos Cuétara, S.A.	<b>SOS</b>	3
<b>92</b>	Service Point Solutions, S.A.	<b>SPS</b>	4
<b>93</b>	Sotogrande S.A.	<b>STG</b>	5
<b>94</b>	Sacyr Vallehermoso, S.A.	<b>SYV</b>	2
<b>95</b>	Transportes Azkar, S.A.	<b>TAZ</b>	4
<b>96</b>	Telefónica, S.A.	<b>TEF</b>	6
<b>97</b>	Telefónica Móviles, S.A.	<b>TEM</b>	6
<b>98</b>	Tableros de Fibras, S.A.	<b>TFI</b>	2
<b>99</b>	Gestevisión Telecinco, S.A.	<b>TL5</b>	4
<b>100</b>	Telefónica Publicidad e Información, S.A.	<b>TPI</b>	4
<b>101</b>	Tele Pizza S.A.	<b>TPZ</b>	4
<b>102</b>	Tubos Reunidos, S.A.	<b>TRG</b>	2
<b>103</b>	Terra Networks, S.A.	<b>TRR</b>	6
<b>104</b>	Testa Inmuebles en Renta, S.A.	<b>TST</b>	5
<b>105</b>	Tubacex, S.A.	<b>TUB</b>	2
<b>106</b>	Sdad. Española del Acumulador Tudor, S.A.	<b>TUD</b>	2
<b>107</b>	Unión Fenosa, S.A.	<b>UNF</b>	1
<b>108</b>	Unipapel, S.A.	<b>UPL</b>	3
<b>109</b>	Uralita, S.A.	<b>URA</b>	2
<b>110</b>	Inmobiliaria Urbis, S.A.	<b>URB</b>	5
<b>111</b>	Banco de Vasconia, S.A.	<b>VAS</b>	5
<b>112</b>	Vidrala S.A.	<b>VID</b>	3
<b>113</b>	Viscofan, S.A.	<b>VIS</b>	3
<b>114</b>	Volkswagen Aktiengesellchft	<b>VWG</b>	3
<b>115</b>	Española del Zinc, S.A.	<b>ZNC</b>	2

## **CAPÍTULO 3. El anuncio de inflación y su impacto sobre los rendimientos sectoriales**

### **1. Introducción**

El objetivo de este capítulo consiste en estudiar la relación entre las variaciones no esperadas en la tasa de inflación y los rendimientos de los activos que forman parte de los distintos sectores de actividad. Utilizando metodología de estudio de eventos (*event study*) realizamos un análisis del impacto de las noticias no esperadas de la tasa de inflación sobre los rendimientos de los activos españoles clasificados por sectores atendiendo al estado de la economía y a la dirección de la noticia.

La principal contribución del estudio, además de analizar por primera vez el mercado español, consiste en realizar un análisis sectorial que permite estudiar la respuesta diferencial de cada sector de actividad partiendo de la idea de que las características de las empresas, en especial su distinta capacidad de absorción de la inflación, pueden determinar la relación entre inflación no esperada y los rendimientos de las acciones.

Los resultados de este estudio pueden ser de gran interés para los gestores de carteras. La medida de la sensibilidad de los rendimientos de las acciones ante *shocks* no esperados en la tasa de inflación es importante a la hora de medir el riesgo de una cartera, por tanto, los gestores necesitan una medida de dicha sensibilidad con el propósito de reducir la volatilidad de los precios.

La relación entre la inflación no esperada y los precios de los activos ha sido un tema ampliamente estudiado en la literatura económica, pero no se ha llegado a una conclusión consensuada. A nivel internacional, algunos autores encuentran una relación negativa y significativa (Bodie, 1976, y Fama y Schwert, 1977, o más recientemente Hu y Willet, 2000, y Hagmann y Lenz, 2004), mientras que otros estudios no corroboran esta relación (Pearce y Roley, 1988, y Joyce y Read, 2002).

En el caso español, Ferrer (2000) y Pérez de Gracia y Cuñado (2001) estudian, utilizando técnicas de cointegración, la relación entre la tasa de inflación española y los rendimientos bursátiles a largo plazo en términos agregados. Ambos concluyen que la relación es permanente y su signo es negativo.

Dentro de las explicaciones teóricas que justifican esta posible relación destacan la hipótesis *proxy* de Fama (1981), la hipótesis de variabilidad de Hu y Willet (2000) o

de la existencia de contratos nominales de Solnik (1983) y French et al. (1983). Estas teorías son analizadas con mayor detalle en el apartado siguiente.

Otra corriente de la literatura estudia el efecto de *shocks* inflacionistas sobre los rendimientos de los títulos suponiendo que dicho efecto dependerá de la capacidad que tengan las empresas para trasladar a los precios de sus productos los cambios en la tasa de inflación –*flow-through*– (como Estep y Handson, 1980, Asikoglu y Ercan, 1992 y Leibowitz y Kogelman, 1990 y 1993). Pearce y Roley (1988), Amihud (1996), Ewing et al. (2003) y Adams et al. (2004) encuentran evidencia en el sentido de que las características de la empresa pueden determinar el efecto último de la tasa de inflación sobre los rendimientos en cada sector.

Por su parte, Jareño (2005) analiza el caso español obteniendo evidencia de que los sectores se caracterizan por tener una distinta capacidad de absorción de la inflación, es decir, una habilidad diferente para trasladar a los precios de sus productos cualquier *shock* inflacionista, lo que determina en última instancia la sensibilidad del sector a los anuncios de la tasa de inflación.

Finalmente, un grupo de trabajos (Veronesi, 1999, Boyd et al., 2005, Docking y Koch, 2005, Funke y Matsuda, 2006 y Pearce y Solakoglu, 2006) consideran que el efecto de los anuncios macroeconómicos sobre los rendimientos de los activos dependerá del contexto en el que se reciba la noticia, siendo importante la dirección de las sorpresas y el estado de la economía (*Behavioural Finance Hypothesis*, Veronesi, 1999).

En lo que se refiere a la literatura de estudio de eventos, existe una evidencia amplia de que los rendimientos de los activos responden ante anuncios de ganancias, ventas y otras noticias microeconómicas. De esta forma, los anuncios específicos de empresa señalan la senda probable de los beneficios futuros y afectan, por tanto, al valor actual esperado del flujo de ganancias futuras para los poseedores de los activos. Por otro lado, la literatura también defiende la idea de que los rendimientos se mueven en respuesta a las noticias macroeconómicas, las cuales indicarían el pulso general de la economía. Los participantes del mercado tienen en cuenta el anuncio de los datos macroeconómicos y su publicación, a menudo, sugiere una relación estrecha entre los movimientos de los precios de los activos y dichos anuncios macroeconómicos.

Un amplio número de trabajos recientes analizan la repercusión de determinados anuncios macroeconómicos sobre los rendimientos de distintos índices de mercado, tipos de interés o activos. En general, estos trabajos se centran en examinar la linealidad

y la asimetría de la respuesta ante noticias macroeconómicas, así como la senda y la rapidez de respuesta, la estabilidad de la misma en función del estado de la economía o de la dirección de las noticias, diferenciando entre buenas y malas noticias, e incluso los efectos sobre el volumen de negociación.<sup>36</sup>

Relacionados con esta línea, en el caso español se han estudiado diversas estacionalidades o anomalías en el rendimiento de los activos, como el efecto día de la semana, el efecto día festivo, el efecto enero (Rubio y Salvador, 1991, Peña, 1995 y Meneu y Pardo, 2001), etc. Otros trabajos estudian los efectos de la introducción del mercado de derivados (Corredor y Santamaría, 2002) y de los cambios de *rating* (Abad y Robles, 2003).

El capítulo se centra en realizar los siguientes análisis. En el primer apartado exponemos las principales teorías explicativas sobre la relación entre la tasa de inflación y los rendimientos de los activos. En el siguiente apartado describimos los datos y la metodología utilizada, continuando con una sección en la que presentamos un análisis preliminar de la respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación. A continuación ampliamos el análisis preliminar, teniendo en cuenta tres factores: un cambio de metodología en la elaboración del IPC, sorpresas positivas y negativas de inflación así como diferentes estados de la economía. Además, intentamos encontrar una explicación a los resultados obtenidos desde la óptica de varias teorías: *flow-through hypothesis* (FTH), para demostrar si la capacidad de absorción de la inflación permite a la empresa compensar el efecto negativo del anuncio de inflación, *behavioural finance hypothesis* (BFH), considerando el contexto en el que se recibe el anuncio de inflación, y, finalmente, la hipótesis de eficiencia de mercados. En la última sección analizamos los posibles determinantes explicativos de la sensibilidad de inflación desde la perspectiva del modelo de descuento de dividendos (DDM), en la línea de trabajos como el de Boyd et al. (2005). Finalizamos con un resumen de los resultados y las principales conclusiones.

## 2. Teorías explicativas

La literatura propone un buen número de teorías alternativas que justifican la relación observada entre rendimientos de activos y componentes esperado y no esperado de la inflación. Algunas de estas teorías explicativas son las siguientes:

---

<sup>36</sup> Algunos de los trabajos más destacados son los de McQueen y Roley (1993), Flannery y Protopapadakis (2002), Joyce y Read (2002), Andersen et al. (2003), Pearce y Solakoglu (2006), Adams et al. (2004) y Boyd et al. (2005).

La hipótesis *proxy* (Fama, 1981) argumenta que la relación entre la tasa de inflación y los rendimientos de los activos no es una relación causal real, simplemente evidencia, por un lado, la relación positiva que existe entre la actividad económica esperada y los rendimientos de los activos y, por otro, la relación negativa entre la actividad real esperada y la tasa de inflación. Esta hipótesis *proxy* de Fama (1981), apoyada por trabajos como los de Geske y Roll (1983), Kaul (1987), y Zhao (1999), argumenta que la relación estudiada es espúrea, puesto que los cambios en la inflación son un mero indicador de la verdadera relación entre rendimiento de los activos y otras variables fundamentales de la actividad económica.

Otros autores defienden la hipótesis de variabilidad (Hu y Willet, 2000), según la cual existe una relación directa y causal entre inflación y rendimiento de los activos basada en que una mayor tasa de inflación afecta negativamente a las expectativas de los agentes económicos lo que hace disminuir la actividad económica.

Por otro lado, la hipótesis de efectos distributivos de la inflación no esperada o hipótesis de contratación nominal (French et al., 1983, Solnik, 1983 y Bernard, 1986) explica la relación negativa entre los rendimientos de los activos y la tasa de inflación por la existencia de contratos nominales entre las empresas y afirma que los efectos impositivos distributivos hacen que la inflación no esperada incremente los ingresos, pero no los gastos basados en costes históricos como son los relativos a inventario, depreciación..., incrementando la carga fiscal de la empresa, por lo que disminuyen los beneficios después de impuestos y el precio de las acciones. Esta hipótesis concluye que los rendimientos de los activos están negativamente relacionados con la tasa de inflación no esperada.

Pearce y Roley (1988) se basan en argumentos similares para proponer la hipótesis deudor/acreedor neto. Las empresas firman contratos con precios fijos que no se renegocian (de trabajo, materias primas...), por lo que el efecto de la inflación no esperada sobre una empresa particular depende de la estructura completa de esos contratos.

Según las teorías basadas en el comportamiento de las autoridades monetarias (Fischer, 1993 y Joyce y Read, 2002), la reacción de los mercados financieros a las noticias sobre magnitudes económicas, de inflación en este caso, aportan información sobre la credibilidad de la política monetaria. En este sentido, la hipótesis de anticipaciones de política asume que ante presiones inflacionistas, el gobierno o las autoridades querrán compensarlas para mantener sus objetivos de inflación, por lo que

esta acción compensatoria está relacionada con la credibilidad de las autoridades. Por otro lado, la hipótesis de inflación esperada o de prima de inflación supone que las autoridades no estarán dispuestas a compensar totalmente presiones inflacionistas futuras, ya que no tienen un objetivo de inflación específico, por lo que esto nos mostraría que las autoridades carecen de credibilidad.

Cuando la relación entre la tasa de inflación y el rendimiento de los activos se analiza desde el punto de vista del estudio de eventos, es fundamental considerar la teoría de mercados eficientes. Si los mercados financieros son eficientes, los precios de los activos deberían reflejar toda la información disponible, por lo que el valor esperado de las variables macroeconómicas debería ser conocido y estar descontado previamente. Por tanto, los rendimientos de los activos deberían reaccionar únicamente ante el componente no anticipado de los anuncios.

El anuncio por parte de las autoridades del dato de inflación puede tener un componente no esperado que implica la llegada de nueva información relevante al mercado, por lo que los inversores pueden revisar sus expectativas sobre la evolución futura de los flujos de caja y el valor de la empresa, reflejándose también en el precio de los títulos en el mercado. Ante la llegada de nueva información, los precios de los activos reaccionan como resultado de la incorporación de las nuevas expectativas sobre la evolución futura de la empresa. En un mercado eficiente, cualquier *shock* inflacionista debe originar una respuesta instantánea y precisa, en la que los precios de los activos se ajusten inmediatamente a un nuevo nivel de equilibrio. Si existe información privilegiada, esto supondrá que parte de la información relevante se refleja en el precio con anterioridad a su publicación oficial. No existe consenso en cuanto al nivel de eficiencia observado en cada mercado. No obstante, un buen número de trabajos empíricos apoyan la hipótesis de “eficiencia en sentido débil”, lo que implica que el mercado y los precios de los activos, en general, se ajustan ante un anuncio no esperado. Además, este ajuste depende del sector, el tamaño del activo, etc.

Algunos trabajos proponen además la existencia de efectos asimétricos en función del estado de la economía y la dirección de las sorpresas (*behavioural finance hypothesis*), es decir, tienen en cuenta el contexto en el que se recibe la noticia de la variable macroeconómica para poder interpretarla en cada caso. Según Veronesi (1999), la voluntad de los inversores de cubrirse frente a cambios en su incertidumbre sobre el verdadero estado de la economía hace que los precios sobreerreaccionen a “malas noticias” en buenos momentos económicos y reaccionen por debajo de lo esperado ante

“buenas noticias” en malos momentos. Esta postura es matizada por Docking y Koch (2005) quienes incorporan la volatilidad del mercado en la interpretación de la noticia macroeconómica.

Por último, la hipótesis *flow-through* (Estep y Hanson, 1980) defiende la idea de que la capacidad que tenga cada empresa para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas será un factor clave a la hora de determinar el efecto que las noticias macroeconómicas tendrán sobre los rendimientos de los activos, ya que sugiere que las industrias con altos niveles de absorción de la inflación (*flow-through*) exhiben menor sensibilidad ante dicha tasa que aquellas con coeficientes *flow-through* menores. Conforme aumenta la inflación, la presión sobre los precios de los activos a través de la tasa de descuento será compensada en parte por los incrementos en la tasa de crecimiento esperada de las ganancias nominales.

Nuestro estudio de la relación entre la tasa de inflación no esperada y los rendimientos bursátiles considera las teorías anteriores en el marco de la metodología de estudio de eventos y presta atención especial al análisis sectorial. En este sentido, trabajos como los de Estep y Handson (80), Asikoglu y Ercan (1992), Leibowitz y Kogelman (1990 y 93) y Jareño (2005) atribuyen diferente sensibilidad de la tasa de inflación sobre los rendimientos de los títulos en función de la capacidad de absorción de la inflación de las empresas (*flow-through*). Cuanto mayor sea la capacidad de la empresa de trasladar los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos, menor será la sensibilidad de dicha empresa.

### 3. Datos y metodología

Disponemos de una muestra mensual de anuncios del dato del Índice de Precios al Consumo (IPC) publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) con la fecha exacta del anuncio. Las autoridades monetarias siguen un esquema para estos anuncios que suele conocerse de antemano, generalmente a finales del año anterior. La muestra comienza en Febrero de 1990 y finaliza en Diciembre de 2004.<sup>37</sup> En total disponemos de una muestra de 179 anuncios del dato del IPC correspondiente al mes previo al anuncio. Los anuncios clasificados por día de la semana se muestran en la tabla 3.1.

---

<sup>37</sup> Los anuncios del periodo comprendido entre Febrero de 1990 y Enero de 1995 se han obtenido de los anuncios de prensa de “El País”. Para el resto de periodo se ha utilizado el “calendario de disponibilidad de estadísticas coyunturales”, disponible desde Febrero de 1995. Ver página del INE para ejemplo de calendario de anuncios para todo el año 2005: “Calendario de disponibilidad de estadísticas coyunturales”, en <http://www.ine.es/daco/daco41/calen.htm>.

**Tabla 3.1.-** Distribución de los anuncios en función del día de la semana

	Lunes (L)	Martes (M)	Miércoles (X)	Jueves (J)	Viernes (V)	Total
Nº de anuncios	13	32	31	47	56	179
% de anuncios	7.26 %	17.88 %	17.32 %	26.26 %	31.28 %	100 %

El IPC es una media ponderada de índices referidos a varios grupos de artículos de consumo, según la fórmula de Laspeyres.<sup>38</sup> En su elaboración, los precios se toman durante el mes en curso (del día uno al último del mes) y el valor del índice se hace público a mediados del mes siguiente.<sup>39</sup> En enero de 2001 cambia el número de grupos de productos y servicios, para armonizar la estructura de los índices de precios para todos los países de la zona euro –índice armonizado de precios al consumo (IPCA)-, aunque se considera que este cambio no ha tenido repercusión sobre la tasa de inflación. No obstante, a partir de 2002 se producen cambios estructurales por variaciones en la composición de la cesta con la inclusión de las rebajas, entre otros. Por otro lado, en mayo de 2004 comienza la publicación del IPCA adelantado a principio del mes siguiente al considerado en el cálculo. Hasta la fecha, el dato del IPCA adelantado siempre ha coincidido con el dato definitivo publicado aproximadamente dos semanas después. Por este motivo, a partir del dato correspondiente al IPCA de abril de 2004 tomamos la fecha de anuncio del IPCA adelantado, ya que entendemos que éste es el anuncio que puede tener contenido informativo (este dato adelantado se publica por primera vez el 03 de mayo de 2004).

Como se comenta en el capítulo anterior, para eliminar el componente estacional de la serie del IPC se utiliza la tasa de inflación interanual, ya que se compara cada mes con el mismo correspondiente al año previo. La tasa de inflación, por tanto, se obtiene con la siguiente expresión:

$$\pi_t = \frac{IPC_t - IPC_{t-12}}{IPC_{t-12}} \quad [3.1]$$

Reproduciendo el análisis realizado en el capítulo previo, una vez seleccionada la forma de calcular la tasa de inflación, estudiamos la estacionariedad de la serie de la tasa de inflación interanual utilizando los contrastes clásicos. La figura 3.1 muestra la

<sup>38</sup> Los detalles sobre la elaboración del índice de precios se pueden encontrar, por ejemplo, en Ariño y Canela (2002) o en el portal de internet [www.ine.es](http://www.ine.es).

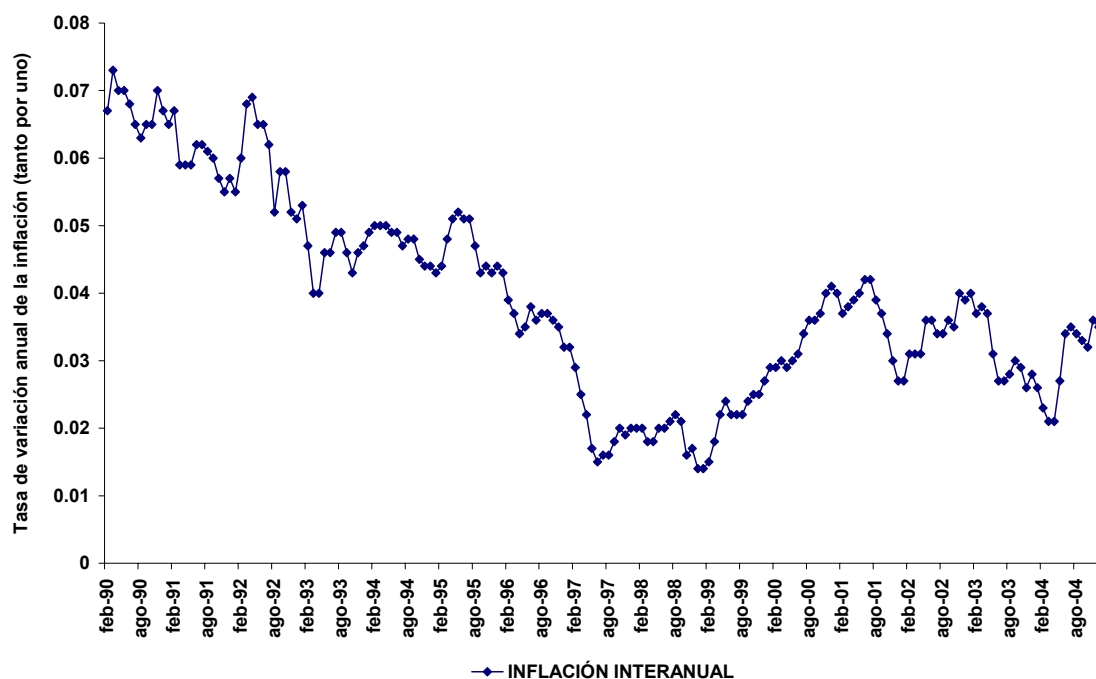
<sup>39</sup> Según publica el Instituto Nacional de Estadística (INE), "...desde enero de 1993 ha estado vigente en España el Índice de Precios de Consumo (IPC) Base 92. La cesta de la compra, a partir de la cual se calcula el IPC, se obtiene básicamente del consumo de las familias en un momento determinado y debe actualizarse cada cierto tiempo. En este caso no sólo se renueva la cesta sino que se introducen novedades en la forma de calcular el IPC por lo que no estamos ante un «cambio de base» sino ante un «cambio de sistema», Sistema de Índices de Precios Base 2001, que entra en vigor con la publicación del IPC de enero de 2002."



representación de la serie y la tabla 3.2 los resultados de la realización de dichas pruebas.

Estos resultados apuntan a que la tasa de inflación española para el periodo considerado es una serie que tiene raíz unitaria, ya que los tests de ADF (Augmented Dickey-Fuller), DF (Dickey-Fuller) y PP (Phillips-Perron) no permiten rechazar la hipótesis de I (1), mientras que el test de KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) rechaza la hipótesis de estacionariedad.

**Figura 3.1.-** Evolución de la tasa de inflación interanual (datos ofrecidos por el INE)



**Nota:** La tasa de variación anual de la inflación no se ha calculado con los datos del IPC, sino que directamente se ha tomado la serie que publica el INE, en la que ya están corregidos algunos errores detectados en la serie del IPC

**Tabla 3.2.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad de la tasa de inflación (periodo 1990-2004)

Test	t-statistic		Interpretación
ADF	-2.430502	-3.467418 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
		-2.877729 <sup>M</sup>	
		-2.575480 <sup>M</sup>	
DF	-0.634881	-2.578092 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
		-1.942634 <sup>M</sup>	
		-1.615508 <sup>M</sup>	
PP	-1.944443	-3.467205 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
		-2.877636 <sup>M</sup>	
		-2.575430 <sup>M</sup>	
KPSS	1.113871	0.739000 <sup>K</sup>	Podemos rechazar la hipótesis nula de estacionariedad
		0.463000 <sup>K</sup>	
		0.347000 <sup>K</sup>	

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

Para el mismo período, Febrero de 1990 a Diciembre de 2004, disponemos de las cotizaciones diarias de todas las acciones negociadas en el Sistema de Interconexión Bursátil Español.<sup>40</sup> Consideramos todas las empresas españolas<sup>41</sup> que han cotizado en algún momento en el período muestral tratando de evitar un posible sesgo de supervivencia que originaría tener en cuenta únicamente las que aparecen a lo largo de toda la muestra. El uso de datos diarios<sup>42</sup> permite reducir la contaminación que genera la aparición de otros anuncios macro sobre el análisis de los efectos de anuncios de la tasa de inflación en los rendimientos bursátiles. Durante el periodo muestral se ha comprobado que, en general, durante el día de anuncio y la ventana de evento no se hacen públicos anuncios que afecten a otras magnitudes macroeconómicas.

La muestra se compone de 115 empresas que clasificamos en seis sectores, de acuerdo con la nueva clasificación sectorial bursátil vigente desde 2005. Además, como ya argumentamos en el capítulo previo, el sector 2 se separa en dos, “sector no construcción” (2-NC) y “sector construcción” (2-C), al igual que el sector 4, “sector no medios de comunicación” (4-NM) y “sector medios de comunicación” (4-M), debido a la heterogeneidad de las empresas incorporadas en cada sección. La tabla 3.3 resume dicha información mostrando el nombre de cada sector y subsector así como el número de empresas que lo integran.

Los rendimientos diarios se calculan en términos discretos a partir de los precios de cierre. Así, el rendimiento de un activo en el día  $t$  ( $r_t$ ) se obtiene a partir de la diferencia de precios entre el día  $t$  ( $P_t$ ) y el día anterior ( $P_{t-1}$ ), ajustada por el posible reparto de dividendos ( $D_t$ ), respecto del precio del día anterior:<sup>43</sup>

$$r_t = \frac{P_t + D_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad [3.2]$$

Los rendimientos sectoriales (RS1, RS2-NC..., RS6) se obtienen como media equiponderada de los rendimientos diarios de las empresas cotizadas en cada momento del tiempo. Como *proxy* del rendimiento de mercado (RST), utilizamos el rendimiento agregado diario de las 115 empresas que componen la muestra.

<sup>40</sup> Los precios de los activos han sido ajustados por splits.

<sup>41</sup> Las empresas extranjeras que cotizan en la bolsa española se han extraído de la muestra.

<sup>42</sup> Diversos trabajos defienden las ventajas del uso de datos diarios frente a mensuales. Entre ellos, se encuentran los de McQueen y Roley (1993), Flannery y Protopapadakis (2002) y Adams et al. (2004).

<sup>43</sup> Se asume que los anuncios de inflación se realizan antes del cierre del mercado continuo.

**Tabla 3.3.-** Sectores estudiados en el análisis y número de empresas incluidas en cada uno

Nombre del sector	Subsectores	Nº de empresas
Sector 1: Petróleo y Energía	1.1.: Petróleo 1.2.: Electricidad y Gas 1.3.: Agua y otros Total	8
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	Sector No Construcción 2.1.: Minerales, Metales y Transformación Productos Metálicos 2.2.: Fabricación y Montaje Bienes de Equipo 2.5.: Industria Química 2.7.: Aeroespacial Subtotal: 19 Sector Construcción 2.3.: Construcción 2.4.: Materiales de Construcción 2.6.: Ingeniería y Otros Subtotal: 11 Total	30
Sector 3: Bienes de Consumo	3.1.: Alimentación y Bebidas 3.2.: Textil, Vestido y Calzado 3.3.: Papel y Artes Gráficas 3.4.: Automóvil 3.5.: Productos Farmacéuticos y Biotecnología 3.6.: Otros Bienes de Consumo Total	26
Sector 4: Servicios de Consumo	Sector No Medios de Comunicación 4.1.: Ocio, Turismo y Hostelería 4.2.: Comercio 4.4.: Transporte y Distribución 4.5.: Autopistas y Aparcamientos 4.6.: Otros Servicios Subtotal: 13 Sector Medios de Comunicación 4.3.: Medios de Comunicación y publicidad Subtotal: 6 Total	19
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	5.1.: Banca 5.2.: Seguros 5.3.: Sociedades de Cartera y Holdings 5.4.: SICAV 5.5.: Inmobiliarias y Otros Total	24
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	6.1.: Telecomunicaciones y Otros 6.2.: Electrónica y Software 6.3.: Hardware Tecnológico y Equipamiento Total	8
Total del Mercado Bursátil		115

La tabla 3.4 muestra la elevada correlación entre los rendimientos de todos los sectores y de éstos con los del total del mercado bursátil, ya que esta medida se construye agregando los rendimientos de los seis sectores.

La evolución de los rendimientos sectoriales y del total del mercado bursátil se muestra en la figura 3.2, sugiriendo que las series corresponden a variables posiblemente estacionarias.

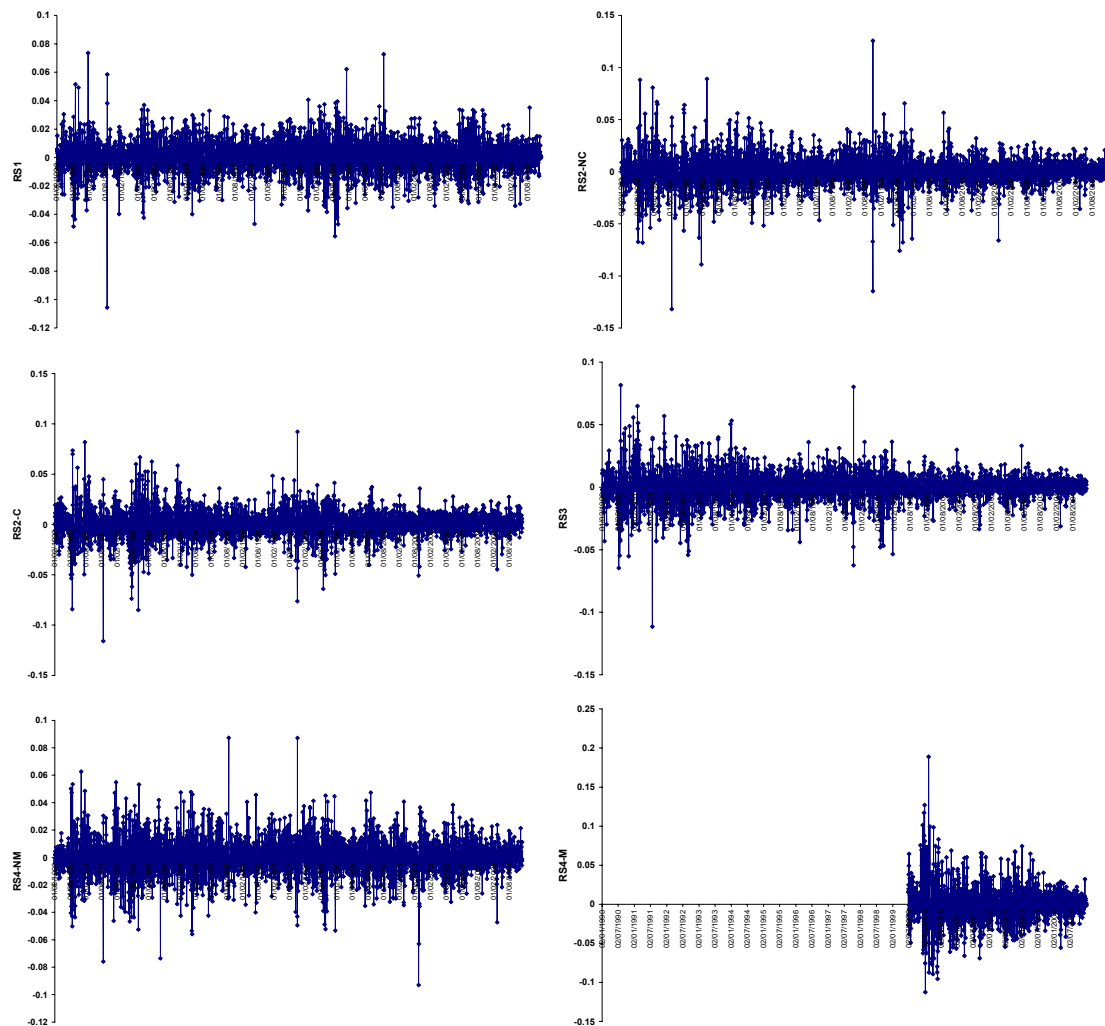
**Tabla 3.4.-** Matriz de correlaciones entre los rendimientos diarios sectoriales y del total del mercado

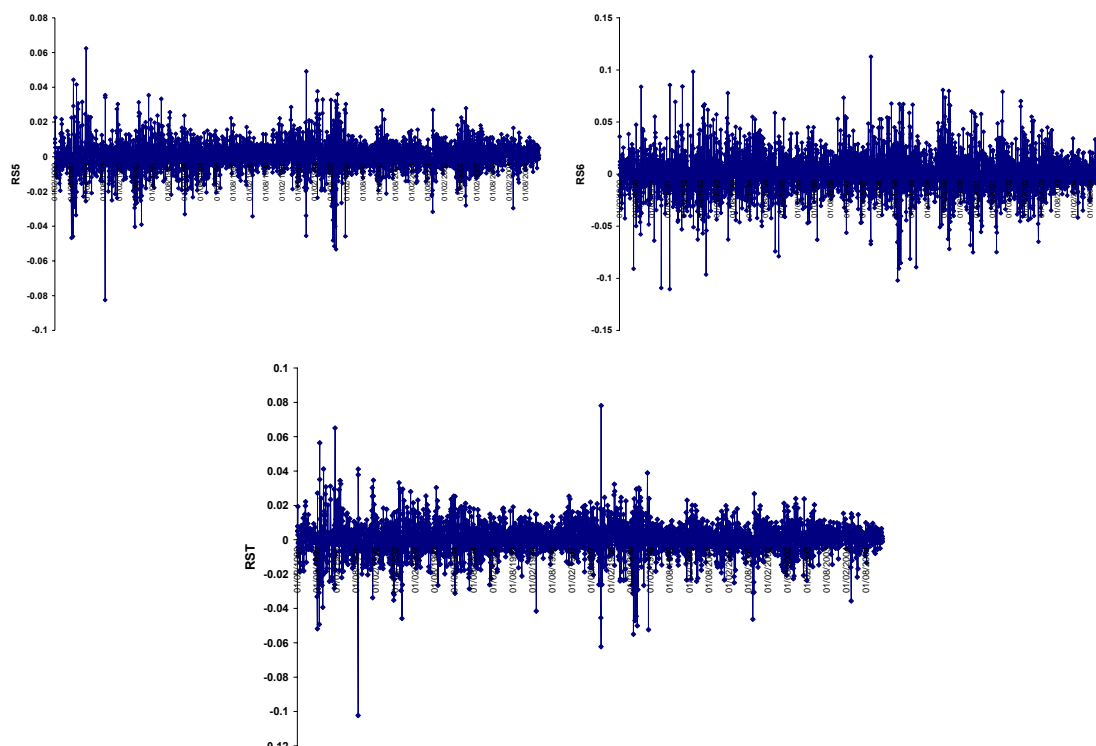
RS1, RS2-NC..., RST denotan el rendimiento diario del sector 1, sector 2 “no construcción”... y del total del mercado

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
RS1	1.0000	0.5542	0.6376	0.5845	0.5304	0.4378	0.6959	0.4950	0.7840
RS2-NC	0.5542	1.0000	0.6061	0.6636	0.5303	0.3835	0.6272	0.4985	0.8190
RS2-C	0.6376	0.6061	1.0000	0.6460	0.5328	0.4259	0.6899	0.5010	0.8186
RS3	0.5845	0.6636	0.6460	1.0000	0.5167	0.3755	0.6736	0.4882	0.8310
RS4-NM	0.5304	0.5303	0.5328	0.5167	1.0000	0.5735	0.5707	0.4746	0.7186
RS4-M	0.4378	0.3835	0.4259	0.3755	0.5735	1.0000	0.4952	0.6238	0.6525
RS5	0.6959	0.6272	0.6899	0.6736	0.5707	0.4952	1.0000	0.5457	0.8846
RS6	0.4950	0.4985	0.5010	0.4882	0.4746	0.6238	0.5457	1.0000	0.6880
RST	0.7840	0.8190	0.8186	0.8310	0.7186	0.6525	0.8846	0.6880	1.0000

**Figura 3.2.-** Evolución de los rendimientos diarios sectoriales y del total del mercado

RS1, RS2-NC..., RST denotan el rendimiento diario del sector 1, sector 2 “no construcción”... y del total del mercado





Los diferentes estadísticos que exhiben los rendimientos diarios de cada uno de los sectores en el total de la muestra (Febrero de 1990 – Diciembre de 2004) aparecen en la tabla 3.5. El estadístico Jarque-Bera sugiere que los rendimientos de los sectores no siguen una distribución normal, mostrando en todos los casos unos valores muy elevados y, por tanto, una probabilidad nula de Normalidad.<sup>44</sup>

**Tabla 3.5.- Estadísticos descriptivos de los rendimientos diarios sectoriales**

RS1, RS2-NC..., RST denota el rendimiento del sector 1, sector 2 “no construcción”... y del total del mercado									
	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
<b>Media</b>	0.00064	0.00024	0.00040	0.00036	0.00042	0.00061	0.00052	0.00053	0.00043
<b>Mediana</b>	0.00057	-0.00004	0.00049	0.00051	0.00023	0.00065	0.00068	0.00010	0.00058
<b>Máximo</b>	0.07359	0.12571	0.09215	0.08162	0.08729	0.18875	0.06239	0.11269	0.07812
<b>Mínimo</b>	-0.1055	-0.1319	-0.1159	-0.1115	-0.0930	-0.1126	-0.0825	-0.1103	-0.1023
<b>Desv. típica</b>	0.01122	0.01407	0.01310	0.01148	0.01288	0.02440	0.00857	0.01977	0.00956
<b>Asimetría</b>	-0.1338	-0.07265	-0.20554	-0.21957	-0.07734	0.54950	-0.38077	-0.01443	-0.51031
<b>Kurtosis</b>	7.6036	11.7793	9.5999	9.9556	7.1992	8.1033	10.1489	5.8900	11.6892
<b>Jarque-Bera</b>	3293.4	11943.5	6775.9	7524.8	2734.0	1567.0	8009.3	1294.4	11861.1
<b>Probab.</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>Observac.</b>	3717	3718	3719	3718	3716	1380	3719	3719	3719

Por último, la tabla 3.6 muestra el análisis de la estacionariedad de las series de rendimientos sectoriales y del total del mercado con los contrastes clásicos de raíz unitaria y estacionariedad que describimos en el capítulo anterior. Se puede concluir que

<sup>44</sup> Este requisito de Normalidad es imprescindible para el posterior uso de contrastes paramétricos, aunque no para los contrastes no paramétricos, de igualdad de medias, medianas, varianzas, así como el test de *Wald* que sirve para contrastar determinadas hipótesis de igualdad de respuesta.

los rendimientos de todos los sectores pueden considerarse variables estacionarias, ya que todos los contrastes, sin excepción, muestran evidencia a favor de esta hipótesis.

**Tabla 3.6.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad de los rendimientos diarios sectoriales

	ADF	DF	PP	KPSS	Interpretación Conjunta
	-3.431923 <sup>M</sup>	-2.565586 <sup>M</sup>	-3.431923 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.862120 <sup>M</sup>	-1.940909 <sup>M</sup>	-2.862120 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.567122 <sup>M</sup>	-1.616642 <sup>M</sup>	-2.567122 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>RS1</b>	-56.98444 <sup>c</sup>	-8.991045 <sup>c</sup>	-56.95580 <sup>c</sup>	0.069104	Serie estacionaria
<b>RS2-NC</b>	-54.50633 <sup>c</sup>	-22.64308 <sup>c</sup>	-57.53954 <sup>c</sup>	0.229419	Serie estacionaria
<b>RS2-C</b>	-51.81047 <sup>c</sup>	-51.81211 <sup>c</sup>	-54.50032 <sup>c</sup>	0.305597	Serie estacionaria
<b>RS3</b>	-22.42974 <sup>c</sup>	-3.736269 <sup>c</sup>	-56.87001 <sup>c</sup>	0.185115	Serie estacionaria
<b>RS4-NM</b>	-55.64990 <sup>c</sup>	-8.729849 <sup>c</sup>	-55.88558 <sup>c</sup>	0.186983	Serie estacionaria
<b>RS4-M</b>	-32.52453 <sup>c</sup>	-4.819445 <sup>c</sup>	-32.52472 <sup>c</sup>	0.192303	Serie estacionaria
<b>RS5</b>	-51.71042 <sup>c</sup>	-4.342874 <sup>c</sup>	-53.43139 <sup>c</sup>	0.286865	Serie estacionaria
<b>RS6</b>	-54.08009 <sup>c</sup>	-53.89402 <sup>b</sup>	-54.11265 <sup>c</sup>	0.274027	Serie estacionaria
<b>RST</b>	-51.33887 <sup>c</sup>	-7.532502 <sup>c</sup>	-54.77992 <sup>c</sup>	0.223243	Serie estacionaria

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

#### 4. Estimación del componente esperado de la inflación

Se pueden distinguir diversas metodologías de cara a la medida del componente esperado de la inflación. Por un lado, una parte importante de la literatura utiliza modelos de series temporales simples, concretamente la aproximación de *Box-Jenkins* mediante modelos ARIMA, para predecir la inflación o estimar la inflación esperada. Suponen que la inflación total ( $\pi_t$ ) se puede descomponer en la suma de su componente esperado ( $\pi_t^e$ ) y no esperado ( $\pi_t^u$ ). El componente esperado se estima a partir del modelo ARIMA, suponiendo que depende del pasado de la serie, y el no esperado como diferencia entre la tasa de inflación observada y el componente esperado. Dentro de esta corriente destacan autores como Pearce y Roley (1988), Schwert (1981), Joyce y Read (2002), Fraser et al. (2002) y Mestel y Gurgul (2003).

Por otro lado, un grupo de trabajos utiliza como *proxies* de la inflación esperada encuestas realizadas con carácter periódico, como las realizadas por MMS (International Money Market Services) o por Thomson Financial. Algunos ejemplos los encontramos en Flannery y Protopapadakis (2002), Andersen et al. (2002) y Adams et al. (2004). En España hay empresas que se dedican a publicar determinadas encuestas de coyuntura, pero no tenemos constancia de que se elaboren encuestas que podamos utilizar como *proxy* de la tasa de inflación esperada.<sup>45</sup>

<sup>45</sup> Únicamente tenemos información de la elaboración de estimaciones adelantadas de la inflación por parte de la empresa *Reuters*, aunque la disponibilidad de datos históricos es reducida.

Autores, como Schwert (1981) y Asikoglu y Ercan (1992), se decantan por utilizar tipos de interés a corto plazo como predictores de la tasa de inflación. Descartamos esta posibilidad porque según Alonso et al. (2000), en España éstos no aumentan en gran medida la capacidad explicativa del propio pasado de los precios.

Una corriente de trabajos utiliza determinadas expresiones que dependen de multitud de variables para estimar la inflación, como el crecimiento de la masa monetaria, del coste de trabajo, del precio del crudo, o, por ejemplo, el crecimiento en la producción industrial (Hu y Willett, 2000 y Boyd et al., 2005). Otros utilizan modelos VAR (vectores autorregresivos) para obtener la inflación, como Hagmann y Lenz (2004) y Anari y Kolari (2001), e incluso otras técnicas, como el filtro de Kalman simple (Lee, 1992) o el filtro de Hodrick – Prescott (Pérez de Gracia y Cuñado, 2001).

Trabajos recientes como Sack (2000), Alonso et al. (2001) y Tessaromatis (2003) estiman las expectativas de inflación a través de títulos del tesoro indexados a la inflación. Desafortunadamente, el Tesoro español no emite este tipo de títulos.

Finalmente, autores como Ariño y Canela (2002) y Leiser y Drori (2005) proponen el modelo *naïve* o de “expectativas miópicas” como forma sencilla de estimar la inflación esperada y, por ende, el componente no esperado. Se basa en suponer que el mejor pronóstico para este mes es el último dato anterior conocido.

En este trabajo utilizamos dos de estas aproximaciones: los modelos ARIMA y el modelo *naïve*. La primera de ellas está basada en los errores de pronóstico de procesos ARIMA para obtener la serie de inflación esperada y la segunda, que consiste en suponer “expectativas miópicas”.<sup>46</sup>

Así, partimos de la metodología *Box-Jenkins* de identificación-estimación de procesos ARIMA (modelos autorregresivos, integrados y de medias móviles), considerando que el modelo general ARIMA ( $p, d, q$ ) para una serie de tiempo  $z_t$  viene dado por la siguiente expresión:

$$\phi_p(B)(1-B)^d z_t = \theta_q(B)a_t \quad [3.3]$$

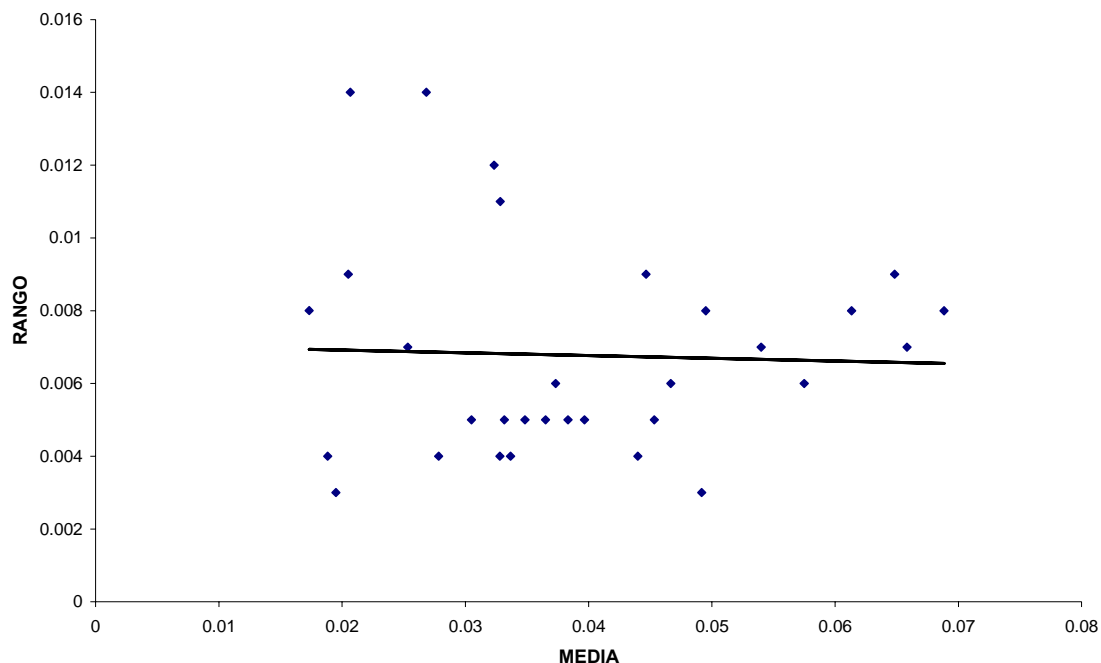
donde  $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ ,  $\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ ,  $Bz_t = z_{t-1}$ , siendo  $B$  el operador de retardos y  $a_t$  el término de error que se supone ruido blanco.

<sup>46</sup> En este sentido, autores como Joyce y Read (2002) observan resultados similares en la aplicación de modelos ARIMA frente a los de técnicas alternativas.

La estacionariedad en media de la tasa de inflación interanual se analiza en el apartado anterior (véase la figura 3.1 y la tabla 3.2). Todos los contrastes rechazaban la hipótesis de estacionariedad en media de la serie.

En cuanto a la estacionariedad en varianza, la figura 3.3 y la tabla 3.7 analizan la recta de regresión en el gráfico media-rango de la serie. Los ejes del gráfico representan la media de la tasa de inflación cada seis meses y el rango (diferencia entre valor máximo y mínimo) en esos seis meses. El contraste estadístico consiste en determinar si la pendiente del gráfico media-rango es significativamente distinta de cero. Una recta plana, es decir, con pendiente no significativamente distinta de cero, como la que observamos en nuestro análisis, indica que la serie es estacionaria en varianza (ver tabla 3.7).

**Figura 3.3.-** Gráfico Media-Rango para la tasa de inflación interanual



**Nota:** La medida **MEDIA** se calcula como la media aritmética de la tasa de inflación interanual mensual cada seis meses y la medida **RANGO** se obtiene como la diferencia entre el dato máximo y mínimo que dicha tasa de inflación interanual ha alcanzado en el semestre considerado

**Tabla 3.7.-** Ecuación de la tendencia del gráfico Media-Rango

Regresión estimada por MCO que nos permite determinar si la pendiente es significativamente distinta de cero o no

$$y_t = \alpha + \beta \cdot x_t + u_t$$

	T. independiente	Pendiente	R <sup>2</sup>
Coefficientes (estadísticos t)	0.007070 <sup>c</sup> (4.527729)	-0.007574 (-0.201811)	0.001402

<sup>a</sup> p < 0.10, <sup>b</sup> p < 0.05, <sup>c</sup> p < 0.01



A partir de la comparación de distintas funciones de autocorrelación simple (*fas*) y de autocorrelación parcial (*fap*) con los patrones teóricos, observamos como el proceso ARMA (1, 0) es el que mejores resultados proporciona de entre los procesos autorregresivos alternativos de media móvil con residuos que se comportan como un ruido blanco, según los criterios de información de Akaike y Schwartz. Por tanto, utilizamos el proceso ARMA (1, 0) para realizar pronósticos mes a mes.<sup>47</sup>

A priori podíamos haber seleccionado directamente un proceso ARMA (1, 0), sin necesidad de recurrir a las funciones de autocorrelación, ya que al analizar la estacionariedad de la tasa de inflación, se ha observado que se trata de una serie integrada de orden uno. Por tanto, el planteamiento de los procesos autorregresivos y de media móvil supone “expectativas miópicas”, es decir, un proceso AR (1), con un coeficiente  $\phi_1 = 1$ .<sup>48</sup>

Con este dato de la tasa de inflación esperada,<sup>49</sup> construimos una serie de inflación no esperada de la siguiente forma:

$$\pi_t^u = \pi_t - \pi_{t/t-1}^e \quad [3.4]$$

siendo  $\pi_t$  la tasa de inflación total anunciada en el momento  $t$ ,  $\pi_{t/t-1}^e$  su componente esperado en  $t$  (con el conjunto de información del periodo  $t-1$ ) y  $\pi_t^u$  el no esperado.<sup>50</sup>

En la figura 3.4 se exhibe la evolución de los dos componentes en que separamos la tasa de inflación total, el esperado y el no esperado, observando como éste último (Panel B) puede ser considerado una variable estacionaria,<sup>51</sup> es decir, se comporta como un ruido blanco,  $\pi_t^u = \varepsilon_t$ .

En la tabla 3.8 se muestran los principales estadísticos de la tasa de inflación total así como de sus dos componentes. Observamos que los datos de inflación esperada son similares a los de inflación total, aunque su variabilidad es ligeramente mayor.

<sup>47</sup> Estos modelos, a diferencia de los estructurales, no necesitan que se suministre ninguna información adicional para realizar la predicción, ya que se van autoalimentando con los propios valores estimados consecutivamente.

<sup>48</sup> Se comprueba que el coeficiente del proceso ARMA (1, 0) no es significativamente distinto de uno.

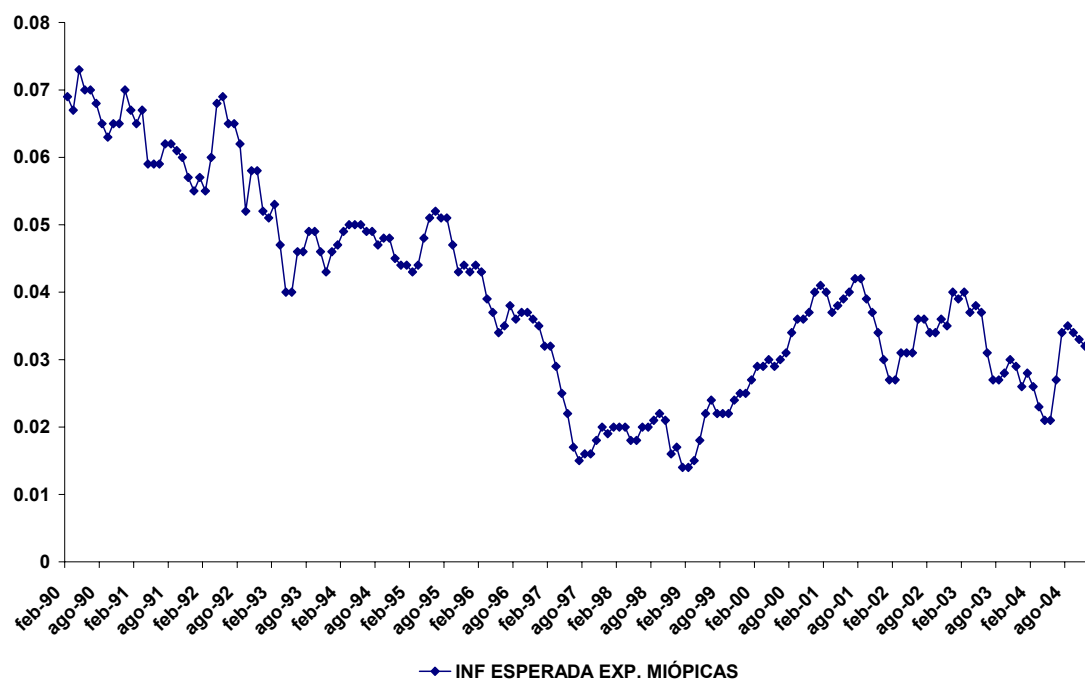
<sup>49</sup> En el capítulo anterior se realizó una prueba estándar de insesgadez, corroborando que la medida propuesta de inflación esperada se puede considerar un estimador insesgado de la tasa de inflación real.

<sup>50</sup> Suponiendo “expectativas miópicas”, la expresión se simplifica, ya que el componente no esperado será igual a la diferencia entre la tasa de inflación anunciada en  $t$  y la tasa de inflación anunciada en  $t-1$ .

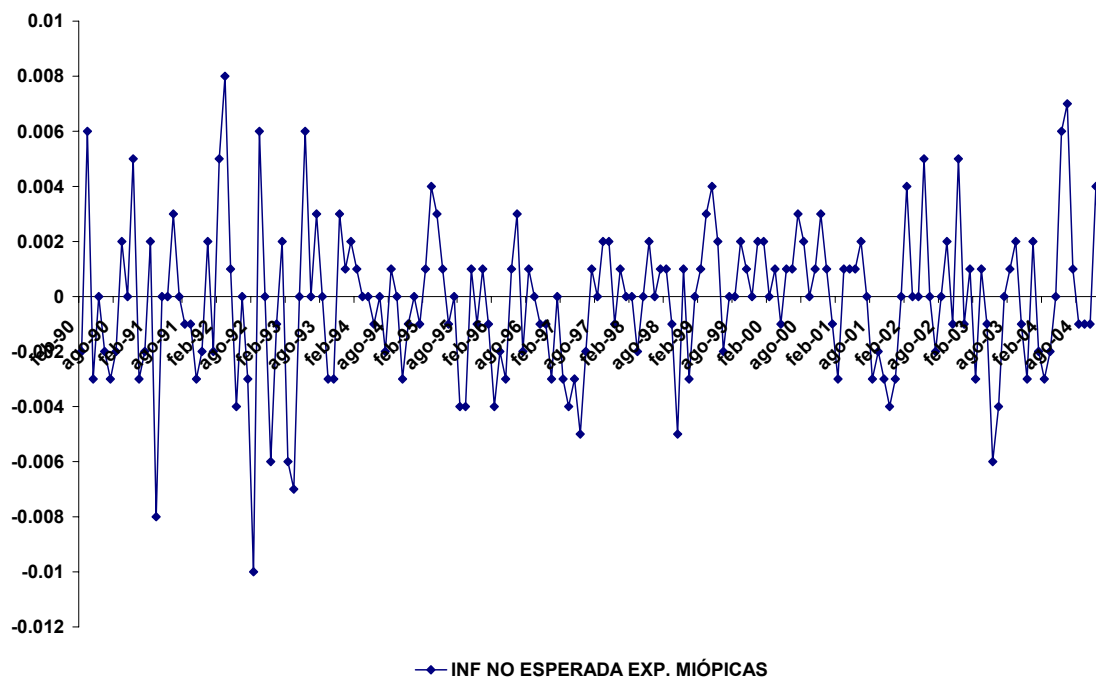
<sup>51</sup> Los contrastes habituales confirman la estacionariedad del componente no esperado de la inflación.

**Figura 3.4.-** Evolución de la tasa de inflación esperada y no esperada según el modelo *naïve* (expectativas miópicas)

PANEL A: Tasa de inflación interanual esperada (tanto por uno)



PANEL B: Tasa de inflación interanual no esperada (tanto por uno)

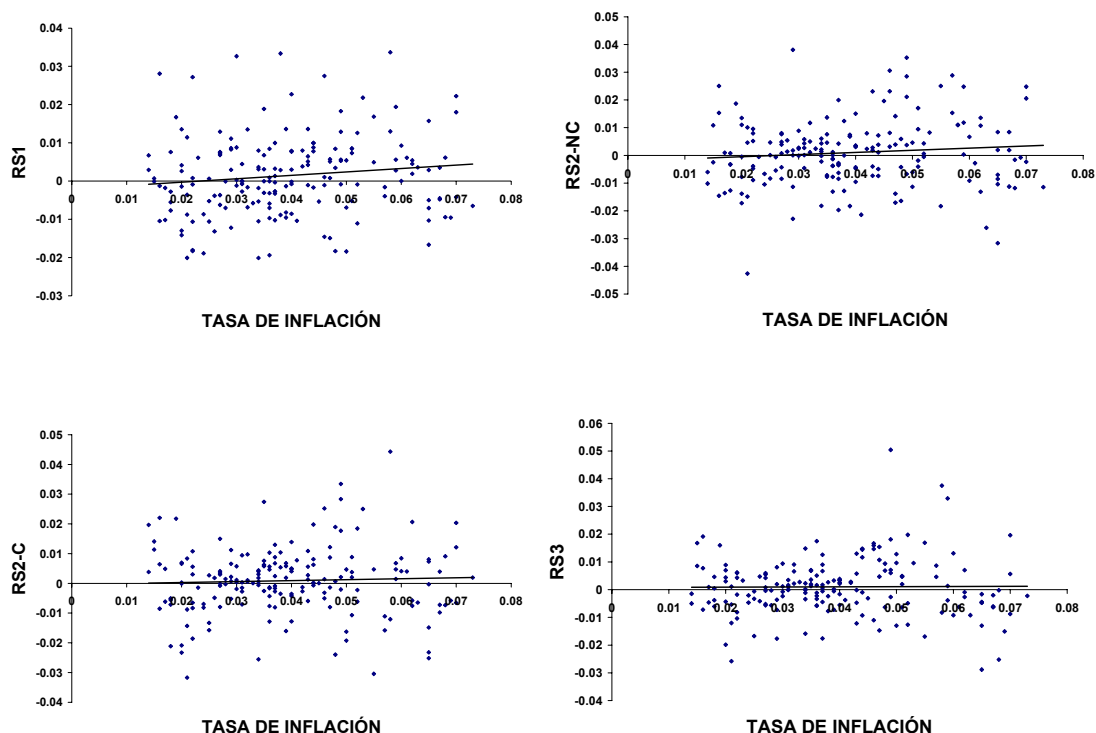


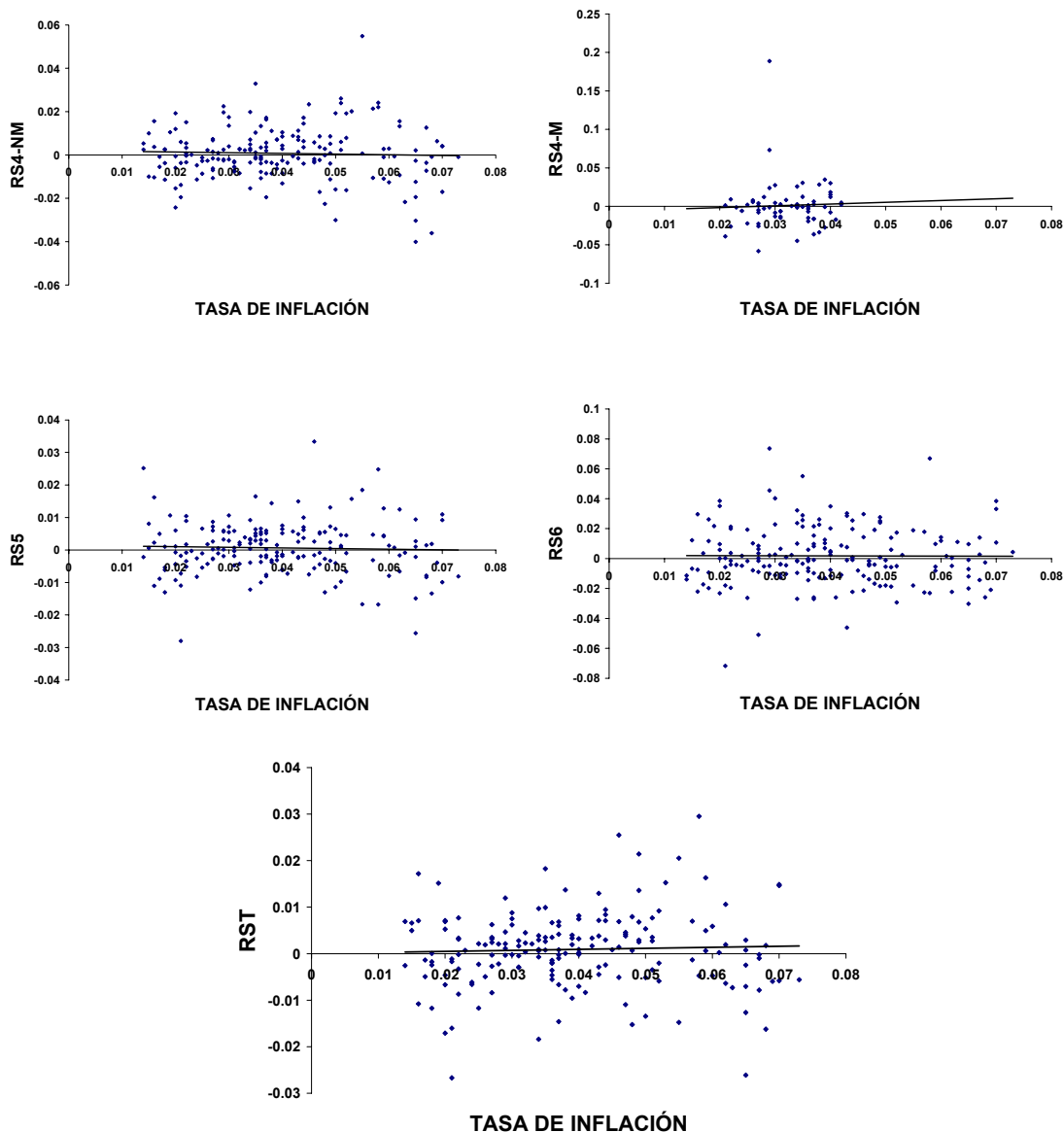
**Tabla 3.8.-** Estadísticos descriptivos de la tasa de inflación total, esperada y no esperada

INF denota la tasa de inflación total INFE representa la tasa de inflación esperada INFNE recoge el componente no esperado de la tasa de inflación

	INF	INFE	INFNE
Media	0.039296	0.039486	-0.000190
Mediana	0.037000	0.037000	0.000000
Máximo	0.073000	0.073000	0.008000
Mínimo	0.014000	0.014000	-0.010000
Desv. típica	0.014892	0.015053	0.002737
Asimetría	0.348748	0.343143	-0.075519
Kurtosis	2.283743	2.254974	4.125109
Jarque-Bera	7.454796	7.652651	9.611430
Probab.	0.024055	0.02179	0.008183
Observac.	179	179	179

Por último, resulta interesante observar, antes de realizar ninguna otra prueba, la relación entre la tasa de inflación y los rendimientos de cada uno de los sectores, para lo cual mostramos los siguientes gráficos (figura 3.5) en los que representamos en el eje de abscisas la tasa de inflación interanual y en el eje de ordenadas el rendimiento de cada uno de los sectores.

**Figura 3.5.-** Relación entre la tasa de inflación y el rendimiento de cada uno de los sectores el día de anuncio



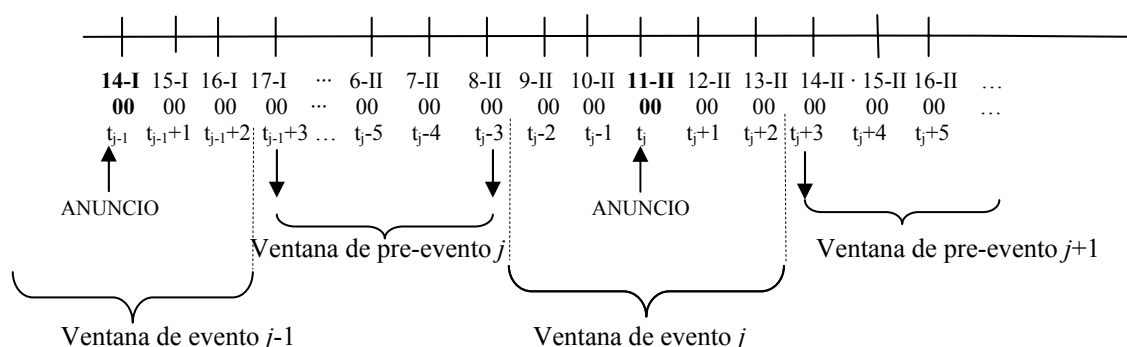
Evidenciamos una relación directa o positiva entre ambas variables (tasa de inflación y rendimiento sectorial) para el caso de los sectores 1, “Petróleo y Energía”, 2, “Mat. Básicos, Industria y Construcción” (en ambas secciones) y el sector 4-M, “Servicios de Consumo”, así como para el total del mercado bursátil, mientras que se observa una relación prácticamente plana, siendo a veces inversa, entre dicha tasa de inflación anunciada y los rendimientos de los sectores 3, “Bienes de Consumo”, 4-NM, “Servicios de Consumo”, 5, “Servicios Financieros e Inmobiliarios”, y 6 “Tecnología y Telecomunicaciones”.

### 5. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación

El estudio del impacto del anuncio de inflación en los rendimientos sectoriales se realiza a partir del análisis de una ventana de evento en torno al día de anuncio, frente a una parte de la literatura que se centra exclusivamente en el día de anuncio.

De esta forma, construimos una ventana de evento que cubre cinco días, el de anuncio ( $t_j$ ), dos días previos ( $t_{j-1}$  y  $t_{j-2}$ ) y dos días posteriores al mismo ( $t_{j+1}$  y  $t_{j+2}$ ).<sup>52</sup> La ventana de pre-evento cubre el período entre  $t_{j-1}+3$  y  $t_j-3$ , es decir, los días entre el siguiente al último incluido en la ventana de evento anterior ( $t_{j-1}+3$ ) y el anterior al primero del mes corriente incorporado en la ventana de anuncio actual ( $t_j-3$ ) –ver Figura 3.6-. Como ya se mencionó anteriormente, en general durante el periodo muestral no se hacen públicos anuncios que afecten a otras magnitudes macroeconómicas ni durante el día de anuncio ni tampoco en la ventana de evento.

**Figura 3.6.-** Ejemplo de construcción para un anuncio real de las diferentes ventanas definidas



El análisis que se va a desarrollar en este epígrafe consiste en un primer estudio de los principales estadísticos de los rendimientos sectoriales a lo largo de la ventana de evento. Posteriormente, se analizan los rendimientos sectoriales anormales en torno al día del anuncio del dato de inflación, es decir, los rendimientos sectoriales corregidos por el rendimiento esperado, tratando de eliminar de esta forma posibles efectos no atribuibles al anuncio de inflación. El siguiente paso en el análisis consiste en estudiar el efecto que tiene el anuncio de los distintos componentes, esperado y no esperado, de inflación sobre dichos rendimientos anormales, realizando un estudio posterior que considera la dirección de las sorpresas de inflación así como el estado de la economía, con el objetivo de poder explicar posibles comportamientos no significativos por el hecho de que se compensen distintos efectos en diferentes escenarios.

<sup>52</sup> La utilización de una ventana de evento más ancha implicaría un menor poder de los tests estadísticos que planteáramos.

### 5.1. Análisis preliminar

Como paso previo al análisis del efecto de los *shocks* inflacionistas en los rendimientos bursátiles sectoriales, estudiamos el comportamiento del rendimiento en torno al día de anuncio del dato de inflación. Además del día de anuncio analizamos una ventana de evento que incluye también los dos días hábiles inmediatamente anteriores y los dos días hábiles posteriores al anuncio. La existencia de un comportamiento de los rendimientos diferenciado estadísticamente los días previos y siguientes al anuncio tendría importantes implicaciones en cuanto a la eficiencia del mercado. En los días previos indicaría que el mercado dispone de información privada y descuenta la noticia antes de que se haga pública. En los días posteriores indicaría una falta de eficiencia al producirse un retardo en la incorporación precisa de la nueva información en los precios.

Este análisis preliminar consiste en estudiar los principales estadísticos de los distintos rendimientos sectoriales en las diferentes submuestras (total de días, días previos al anuncio, día de evento, días posteriores y días fuera de la ventana de evento), observando la significatividad estadística de la media y la mediana. Además, se lleva a cabo un análisis comparativo entre los diferentes días de la ventana de evento y los días fuera de la misma, realizando contrastes de igualdad de medias, medianas y varianzas.

La tabla 3.9 presenta algunos estadísticos del rendimiento total del mercado (RST) y de los rendimientos de los distintos sectores (RS1, RS2-NC..., RS6) que aparecen enumerados en la tabla 3.3. El panel A incluye toda la muestra, el B se centra en los dos días previos al anuncio, el C en el mismo día del anuncio, el panel D en los dos días posteriores al evento y el E recoge los días restantes fuera de la ventana de evento.

De la comparación de las tablas 3.8 y 3.9 podemos observar como los rendimientos de los sectores presentan una mayor variabilidad que la tasa de inflación no esperada (evidencia en algunos trabajos, como Mestel y Gurgul, 2003, y Adams et al., 2004). Además, hay que recordar que, mientras que la tasa de inflación tiene una periodicidad mensual, sin embargo, los datos de rendimientos son todos diarios.

**Tabla 3.9.-** Principales estadísticos de los rendimientos diarios sectoriales

Diferenciamos entre días de anuncio, dos días previos, dos días posteriores y días fuera de la ventana de evento. **RS1**, **RS2-NC**..., **RST** denota el rendimiento del sector 1, sector 2 “no construcción”... y del total del mercado

**PANEL A:** Total de días

	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
Media	0.0006 <sup>c</sup>	0.0002	0.0004 <sup>a</sup>	0.0004 <sup>a</sup>	0.0004 <sup>b</sup>	0.0006	0.0005 <sup>c</sup>	0.0005	0.0004 <sup>c</sup>
Mediana	0.0006 <sup>c</sup>	0.0000	0.0005 <sup>b</sup>	0.0005 <sup>c</sup>	0.0002 <sup>b</sup>	0.0007	0.0007 <sup>c</sup>	0.0001	0.0006 <sup>c</sup>
Desv. típica	0.0112	0.0141	0.0131	0.0115	0.0129	0.0244	0.0086	0.0198	0.0096
Observac.	3717	3718	3719	3718	3716	1380	3719	3719	3719

**PANEL B:** Dos días previos al anuncio ( $t_{i-2}$ ;  $t_{i-1}$ )

	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
Media	0.0002	-0.0002	0.0002	-0.0002	-0.0007	-0.0002	0.0000	0.0001	-0.0001
Mediana	0.0007	0.0002	-0.0004	0.0003	0.0001	0.0014	-0.0001	-0.0008	0.0002
Desv. típica	0.0098	0.0128	0.0127	0.0106	0.0134	0.0226	0.0083	0.0184	0.0090
Observac.	361	361	361	361	361	135	361	361	361

**PANEL C:** Días de anuncio ( $t_i$ )

	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
Media	0.0014 <sup>a</sup>	0.0010	0.0009	0.0010	0.0007	0.0011	0.0006	0.0018	0.0009
Mediana	0.0007	0.0009	0.0012	0.0005	0.0004	-0.0006	0.0006	-0.0006	0.0009 <sup>a</sup>
Desv. típica	0.0105	0.0120	0.0114	0.0103	0.0123	0.0309	0.0081	0.0197	0.0083
Observac.	180	180	180	180	180	67	180	180	180

**PANEL D:** Dos días posteriores al anuncio ( $t_{i+1}$ ;  $t_{i+2}$ )

	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
Media	0.0004	0.0005	0.0005	0.0004	0.0005	0.0001	0.0008 <sup>a</sup>	0.0012	0.0006
Mediana	0.0005	0.0002	0.0006	0.0005	0.0013	0.0030	0.0010 <sup>b</sup>	0.0017	0.0010 <sup>a</sup>
Desv. típica	0.0105	0.0133	0.0128	0.0109	0.0138	0.0243	0.0078	0.0191	0.0090
Observac.	359	359	359	359	359	133	359	359	359

**PANEL E:** Días fuera de la ventana de evento ( $t_{i-1+3}$ ;  $t_{i-3}$ )

	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
Media	0.0007 <sup>c</sup>	0.0002	0.0004	0.0004 <sup>a</sup>	0.0005 <sup>b</sup>	0.0008	0.0005 <sup>c</sup>	0.0004	0.0004 <sup>b</sup>
Mediana	0.0006 <sup>c</sup>	-0.0002	0.0006 <sup>a</sup>	0.0005 <sup>b</sup>	0.0002 <sup>b</sup>	0.0004	0.0007 <sup>c</sup>	0.0000	0.0005 <sup>c</sup>
Desv. típica	0.0115	0.0144	0.0133	0.0117	0.0127	0.0242	0.0087	0.0200	0.0098
Observac.	2818	2819	2820	2819	2817	1046	2820	2820	2820

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

Los rendimientos medios de todos los sectores son positivos en el total de la muestra y en los días fuera de la ventana de evento, según se observa en la tabla 3.9. Además, dichos rendimientos medios son significativamente distintos de cero,<sup>53</sup> excepto para el sector 2-NC, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, sector 4 “Medios de Comunicación” y sector 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”. Sin embargo, en los dos días anteriores al anuncio, una mitad de los sectores exhibe rendimientos medios negativos (S2-NC, S3, S4-NM, S4-M), mientras que la otra mitad muestra una media positiva en sus rendimientos, siendo negativa para el total del mercado bursátil. Dichos rendimientos medios pasan a ser positivos en el día de anuncio y en los dos días posteriores para el total de sectores analizados individualmente y de forma conjunta.

<sup>53</sup> En ambos casos contrastamos la hipótesis nula de media o mediana igual a cero. Para la mediana, utilizamos los valores del contraste no paramétrico de van der Waerden.

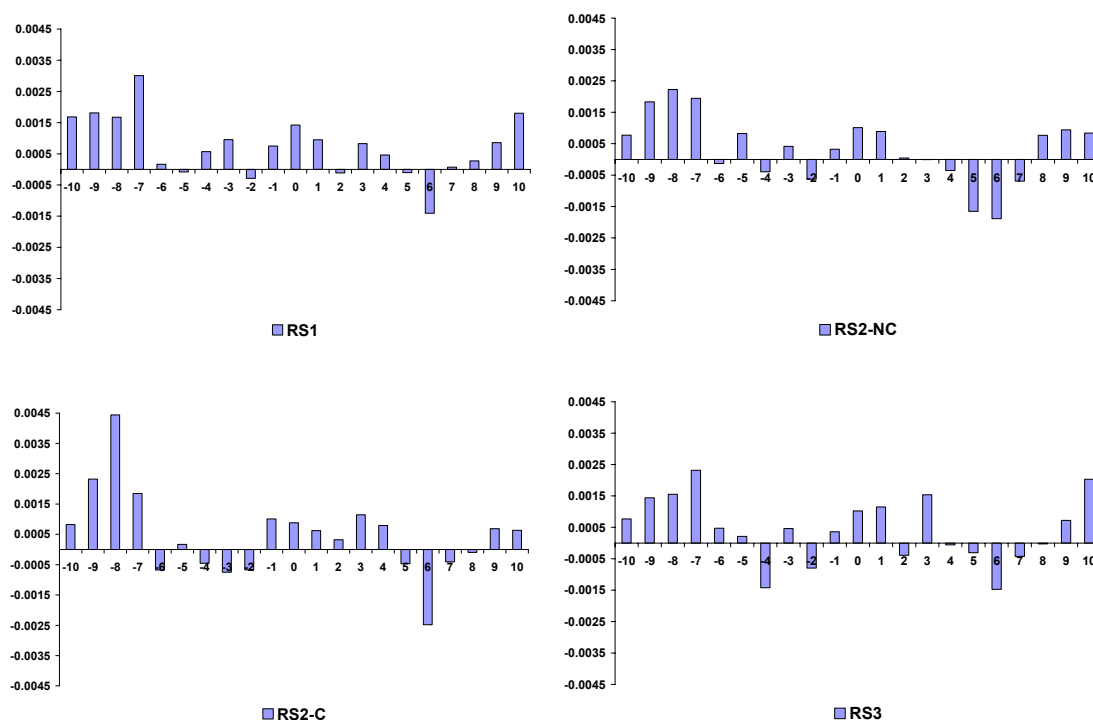
Únicamente el sector 1 en el día de anuncio muestra un rendimiento medio positivo significativo estadísticamente, mientras que es el sector 5 en los dos días posteriores al evento el que ofrece un rendimiento medio positivo significativamente distinto de cero. El análisis de la mediana corrobora los comentarios realizados.

Apoyamos estos resultados con una representación gráfica de los rendimientos diarios medios por sector (figura 3.7), suponiendo que el origen del eje de abscisas coincide con el día de anuncio (0), situándose a la izquierda los días previos (-1, -2, -3...) y a la derecha los días posteriores al anuncio de inflación (+1, +2, +3...).

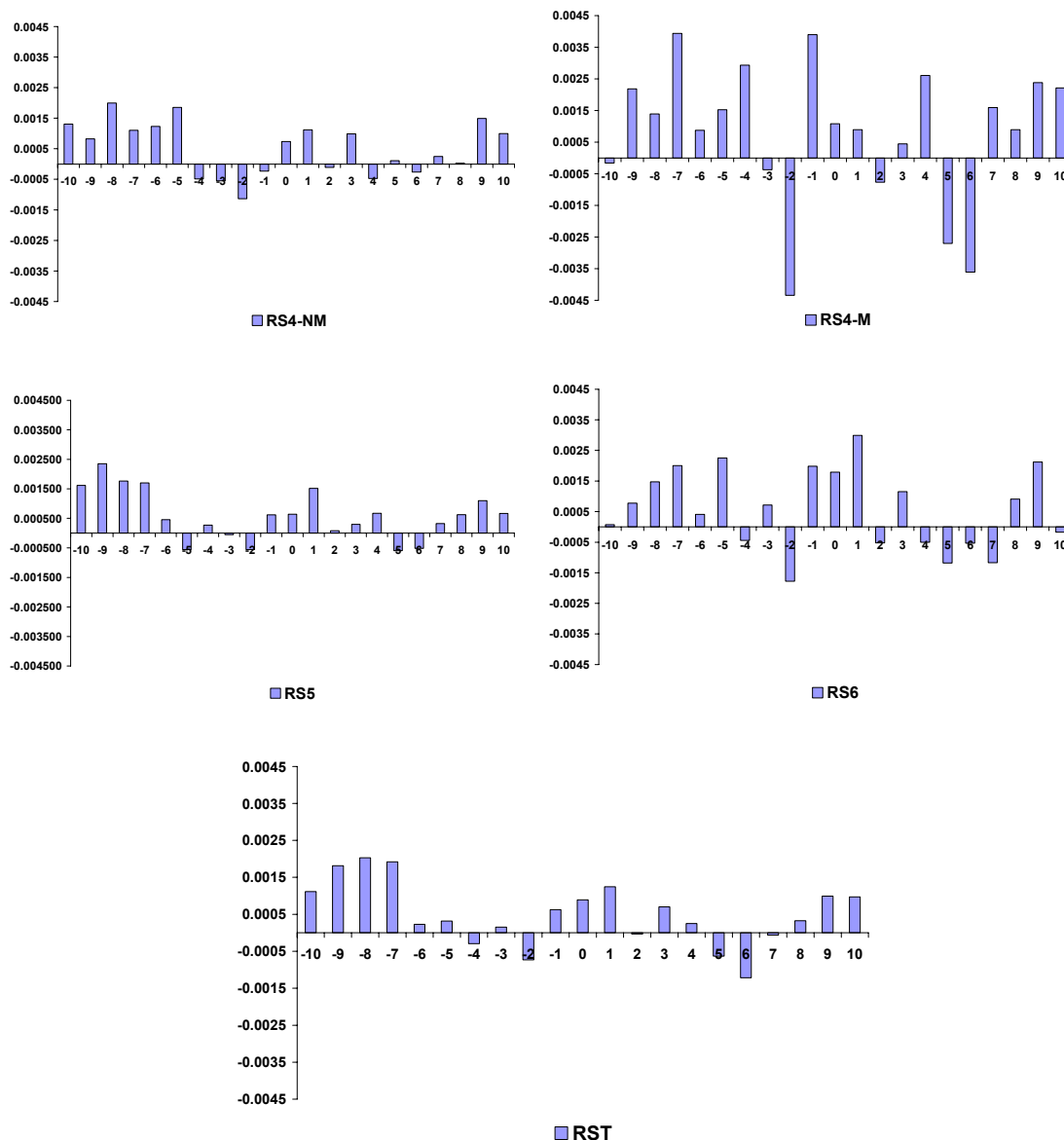
Observamos un comportamiento recurrente, que se concreta en unos rendimientos medios negativos en los días previos a producirse un anuncio de inflación (concretamente dos días antes). Además, este resultado es consistente, ya que lo exhiben todos los sectores en particular y el total del mercado en general. Esta evolución recurrente en uno y otro sector observada en estas representaciones gráficas de los rendimientos sectoriales y los resultados de la tabla 3.9, podría estar evidenciando una fuerte ineficiencia del mercado.

**Figura 3.7.-** Evolución del rendimiento diario medio por sector en torno al día de anuncio

RS1, RS2-NC..., RST denota el rendimiento diario del sector 1, 2 “no construcción”... y del total del mercado







La tabla 3.10 muestra una comparación entre el día de anuncio y el total de días situados fuera de la ventana de evento. En el panel A de dicha tabla se observa como el cociente de medias es superior a la unidad en todos los sectores sin excepción. Esto indica que los rendimientos medios de los diferentes sectores son superiores en los días de anuncio de inflación respecto al resto de días en los que no se facilita dicha información. Esto nos podría llevar a pensar que el anuncio, con independencia de su signo, tiene un efecto positivo sobre los rendimientos sectoriales. Destaca el sector 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, así como el sector 2-NC, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, que reflejan un rendimiento considerablemente superior en los días de anuncio, con un cociente de medias superior a cuatro en ambos casos.

**Tabla 3.10.-** Comparación entre días de anuncio y días fuera de la ventana de evento**PANEL A:** Cocientes de medias y desviaciones típicas

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
<b>C. medias</b>	2.0000	5.0000	2.2500	2.5000	1.4000	1.3750	1.2000	4.5000	2.2500
<b>C. desv. típicas</b>	0.9130	0.8333	0.8571	0.8803	0.9685	1.2769	0.9310	0.9850	0.8469

**PANEL B:** Contrastes de igualdad entre el día de anuncio y días fuera de la ventana de evento

Estimación a través de MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White) entre los rendimientos sectoriales ( $r_{jt}$ ) y una variable *dummy* día de anuncio ( $D_A$ ) en la muestra total:

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot D_A + u_t$$

Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

<b>Media</b>	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
Anova-F	0.7341	0.5291	0.2437	0.5065	0.0421	0.0110	0.0234	0.8162	0.3741
<b>Mediana</b>	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
K-W	0.2447	0.8329	0.4291	0.1299	0.0580	0.4432	0.0022	0.2861	0.4985
WMW	0.4946	0.9126	0.6550	0.3604	0.2407	0.6655	0.0466	0.5348	0.7060
<b>Varianza</b>	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
S-T	0.1994	0.1670	1.0448	0.0760	0.2192	1.5955	0.4493	0.0227	0.9757
B-F	0.3956	0.9085	1.4772	0.7246	0.0865	0.0211	0.0425	0.0047	1.6709
<b>Regresión</b>	<b>RS1</b>	<b>RS2-NC</b>	<b>RS2-C</b>	<b>RS3</b>	<b>RS4-NM</b>	<b>RS4-M</b>	<b>RS5</b>	<b>RS6</b>	<b>RST</b>
T.	0.0006 <sup>c</sup>	0.0002	0.0004 <sup>a</sup>	0.0003 <sup>a</sup>	0.0004 <sup>a</sup>	0.0006	0.0005 <sup>c</sup>	0.0005	0.0004 <sup>b</sup>
independ.	(3.1692)	(0.8495)	(1.6759)	(1.6736)	(1.9411)	(0.8853)	(3.5642)	(1.3887)	(2.5013)
<i>Dummy</i>	0.0008	0.0008	0.0005	0.0007	0.0003	0.0005	0.0002	0.0013	0.0005
	(1.0270)	(0.8726)	(0.5825)	(0.8868)	(0.3520)	(0.1287)	(0.2063)	(0.8876)	(0.7647)

K-W: Test de Kruskal-Wallis, WMW: Test de Wilcoxon-Mann-Whitney, S-T: Test de Siegel-Tukey, B-F: Test de Brown-Forsythe

En cuanto a la volatilidad del rendimiento en los días de anuncio, el cociente entre desviaciones típicas de los rendimientos es siempre algo menor los días de anuncio que para el resto de la muestra, a excepción del sector 4 “medios de comunicación” que presenta una variabilidad superior en los días de anuncio que en el resto de días.<sup>54</sup> En cualquier caso, estas diferencias no son significativas estadísticamente.

El panel B de la tabla 3.10 presenta una serie de contrastes que comparan los rendimientos en los días de anuncio y en el resto de días fuera de la ventana de evento. Los resultados evidencian que no existen diferencias significativas ni en media ni en varianza en ninguno de los sectores, resultado al que se llega utilizando contrastes paramétricos y no paramétricos.<sup>55</sup> Se incluye además un análisis de regresión de los rendimientos a lo largo de toda la muestra frente a una *dummy* que toma valor uno el día de anuncio y que representa el rendimiento medio adicional de los distintos sectores el día de evento respecto al periodo fuera de la ventana de anuncio. En todos los casos, el

<sup>54</sup> En cambio, Flannery y Protopapadakis (2002) y Joyce y Read (2002) encuentran que esta volatilidad generalmente excede de la mostrada los días de no anuncio.

<sup>55</sup> El test de Brown-Forsythe elude los problemas del estadístico F ante series leptocúrticas. Debido a los bajos niveles de significación obtenidos con el test de igualdad de varianzas de Brown-Forsythe, podríamos pensar que el test de igualdad de medias podría no ser el más adecuado para su contrastación, por lo que hemos estimado una regresión entre los rendimientos sectoriales y una constante y una variable ficticia que toma valor uno el día de anuncio y cero el resto.

valor del coeficiente asociado a la variable ficticia es positivo, aunque no significativo estadísticamente, resultado que corrobora los obtenidos en el resto de análisis. No obstante, destaca que su cuantía varía sustancialmente entre sectores. Esto sugiere una respuesta sectorial distinta a los anuncios de inflación.

Por lo que respecta a los dos días previos al anuncio, en la tabla 3.11 se muestran los resultados obtenidos para el análisis de dichos días frente al total de días fuera de la ventana de evento. Se observa como el cociente de medias en los dos días anteriores al anuncio de la inflación es muy inferior a la unidad en todos los sectores, siendo incluso negativo en cuatro de los ocho sectores individuales y en el total del mercado bursátil, lo que indica que los rendimientos medios en dichos días son inferiores o incluso de signo contrario a los que se alcanzan en el resto de periodo entre anuncios. Este cociente es especialmente negativo en el caso del sector 2-NC y el sector 4-NM. Estos resultados inducen a pensar que, en general, hay un efecto negativo debido a la proximidad al anuncio de la tasa de inflación sobre los rendimientos medios de los sectores analizados (ver también figura 3.7).

En sintonía con el resultado anterior, los contrastes de igualdad de medias y medianas sólo rechazan dicha hipótesis inicial para el caso de la media del sector 4-NM. Por tanto, las diferencias observadas con el cociente de medias sólo son estadísticamente significativas para dicho sector.

El cociente de desviaciones típicas nos revela una volatilidad similar al resto de días para la mayoría de sectores analizados individualmente, no pudiéndose rechazar la hipótesis nula de los contrastes de igualdad de varianzas, salvo en el caso de los sectores 1 y 6.

**Tabla 3.11.-** Comparación entre días previos y días fuera de la ventana de evento

**PANEL A:** Cocientes de medias y desviaciones típicas

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
<b>C. medias</b>	0.2857	-1.0000	0.5000	-0.5000	-1.4000	-0.2500	0.0000	0.2500	-0.2500
<b>C. desv. típicas</b>	0.8522	0.8889	0.9549	0.9060	1.0551	0.9339	0.9540	0.9200	0.9184

**PANEL B:** Contrastes de igualdad entre dos días previos al anuncio y días fuera de la ventana de evento

<b>Media</b>	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
Anova-F	0.4717	0.2061	0.0812	0.8578	2.8954 <sup>a</sup>	0.1847	1.0906	0.0707	0.8088
<b>Mediana</b>	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
K-W	0.3732	0.0000	0.6614	0.3193	1.2334	0.0000	2.0576	0.0964	0.6553
WMW	0.6109	0.0027	0.8132	0.5650	1.1106	0.0004	1.4344	0.3104	0.8095
<b>Varianza</b>	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
S-T	2.1654 <sup>b</sup>	0.2176	0.2706	0.8797	0.2620	1.8151 <sup>a</sup>	0.0964	2.4661 <sup>b</sup>	0.0125
B-F	6.2686 <sup>b</sup>	0.8349	0.2753	0.2218	0.0124 <sup>c</sup>	1.1937	0.5464	4.6423 <sup>b</sup>	0.8700

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

K-W: Test de Kruskal-Wallis, WMW: Test de Wilcoxon-Mann-Whitney, S-T: Test de Siegel-Tukey, B-F: Test de Brown-Forsythe (elude los problemas del estadístico F ante series leptocúrticas)

Este aparente efecto negativo del anuncio de inflación sobre los rendimientos sectoriales los días previos al anuncio, aunque no significativo, podría explicarse por la incertidumbre que el propio anuncio suscita en el mercado, lo que hace que los agentes económicos se posicionen en función de sus expectativas, preferencias, etc.

El hecho de que en el día del anuncio se produzca un rendimiento medio muy superior al registrado en los días fuera de la ventana de evento (aunque no significativo) junto con los rendimientos sistemáticamente negativos en los dos días previos podría indicar que, en general, las expectativas de los agentes quizá requieran un ajuste el día en el que el anuncio se hace público.

En lo que se refiere a los resultados para los días posteriores al anuncio, se observa en la tabla 3.12 como los rendimientos medios de los sectores, en general, son superiores a los recogidos en el resto de días de la muestra, con la excepción del sector 1 y del sector 4-M, que muestran unos rendimientos inferiores en los dos días posteriores al anuncio. La hipótesis de igualdad de medias no puede ser rechazada con ninguno de los tres contrastes realizados, lo que evidencia que los rendimientos de los sectores, en general, no se verán afectados ni positiva ni negativamente por el anuncio de inflación durante los dos días posteriores al mismo.

**Tabla 3.12.-** Comparación entre días posteriores al anuncio y días fuera de la ventana de evento

**PANEL A:** Cocientes de medias y desviaciones típicas

	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
<b>C. medias</b>	0.5714	2.5000	1.2500	1.0000	1.0000	0.1250	1.6000	3.0000	1.5000
<b>C. desv. típicas</b>	0.9130	0.9236	0.9624	0.9316	1.0866	1.0041	0.8966	0.9550	0.9184

**PANEL B:** Contrastes de igualdad entre dos días posteriores al anuncio y días fuera de la ventana de evento

<b>Media</b>	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
Anova-F	0.1552	0.1040	0.0142	0.0000	0.0015	0.0937	0.2911	0.5631	0.1022
<b>Mediana</b>	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
K-W	0.0470	0.7232	0.2944	0.0425	0.9393	0.8797	0.4776	1.4307	0.6713
WMW	0.2167	0.8504	0.5426	0.2061	0.9692	0.9378	0.6910	1.1961	0.8193
<b>Varianza</b>	RS1	RS2-NC	RS2-C	RS3	RS4-NM	RS4-M	RS5	RS6	RST
S-T	1.2842	0.2142	1.0120	0.3351	2.6906 <sup>c</sup>	0.1480	0.3196	1.2762	0.1753
B-F	1.7957	0.0258	0.5624	0.0390	3.7653 <sup>a</sup>	0.0046	1.0158	1.3691	0.4004

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

K-W: Test de Kruskal-Wallis, WMW: Test de Wilcoxon-Mann-Whitney, S-T: Test de Siegel-Tukey, B-F: Test de Brown-Forsythe (elude los problemas del estadístico F ante series leptocúrticas)

Por otro lado, el sector 6 y el sector 2-NC ofrecen, como ya ocurría el día de anuncio, unos rendimientos medios muy superiores a los del resto de días fuera de la ventana de evento (cociente de medias superior a dos), aunque no se puede rechazar la hipótesis de igualdad de medias. Este resultado sigue apuntando a que el sector 6 se

caracteriza por tener un comportamiento distinto al resto de sectores ante el anuncio de inflación.

El cociente de desviaciones típicas muestra que la volatilidad es similar al resto de días para la mayoría de sectores individuales. Además, no se puede rechazar la hipótesis nula de los contrastes de igualdad de varianzas, a excepción del sector 4-NM.

## 5.2. Efectos de la inflación no esperada en los rendimientos anormales

En esta sección estudiamos el comportamiento de los rendimientos sectoriales en torno al día del anuncio del dato de inflación corregidos por el rendimiento esperado, tratando de eliminar de esta forma posibles efectos no atribuibles al anuncio de inflación. En primer lugar analizamos las diferencias intersectoriales de los rendimientos anormales. A continuación examinamos el efecto del componente de inflación no esperada que contiene cada anuncio de IPC sobre el rendimiento de cada sector.

Para cada día de la ventana de evento ( $t_{j-2}, \dots, t_{j+2}$ ), computamos los rendimientos anormales o rendimientos no esperados de cada sector  $i$ ,  $RAS_i(t)$ . El rendimiento anormal del sector  $i$  en el día  $t_j + k$ ,  $RAS_i(t_j + k)$ , ( $i = S1, \dots, S6, ST$ ; y  $k = -2, \dots, +2$ ), se obtiene como diferencia entre el rendimiento *ex post* observado ese día,  $RS_i(t_j + k)$ , y el rendimiento esperado en ausencia del evento de inflación,  $E[RS_i(t_j)]$ .

En la literatura se utilizan diversas alternativas para obtener el rendimiento esperado que implican asumir un determinado modelo teórico de valoración, como puede ser el CAPM, el CAPM condicional o el modelo de tres factores de Fama y French (1993). Ante la falta de consenso acerca del mejor modelo generador del rendimiento esperado, e incluso de su validez, en este trabajo optamos por evitar adoptar las hipótesis de estos modelos teóricos, y utilizamos como rendimiento esperado su estimador insesgado, es decir, la media muestral. En el cálculo de la media muestral utilizamos los días fuera de la ventana de evento de los últimos cuatro anuncios.<sup>56</sup>

$$RAS_i(t_j + k) = RS_i(t_j + k) - E[RS_i(t_j)] = RS_i(t_j + k) - \frac{\sum_{\tau=t_{j-3}+3}^{t_j-3} RS_i(\tau)}{\sum_{\tau=t_{j-3}+3}^{t_j-3} 1} \quad [3.5]$$

<sup>56</sup> Esto implica la consideración de aproximadamente 60 observaciones (similar al trabajo de Mestel y Gurgul, 2003), a nuestro juicio suficientes para garantizar un nivel de exactitud aceptable sin que se produzcan cambios importantes en la distribución de probabilidad subyacente.

donde  $\tau \notin (t_h - 2, t_h + 2)$ , para los últimos cuatro anuncios  $h = -3, -2, -1, 0$ .

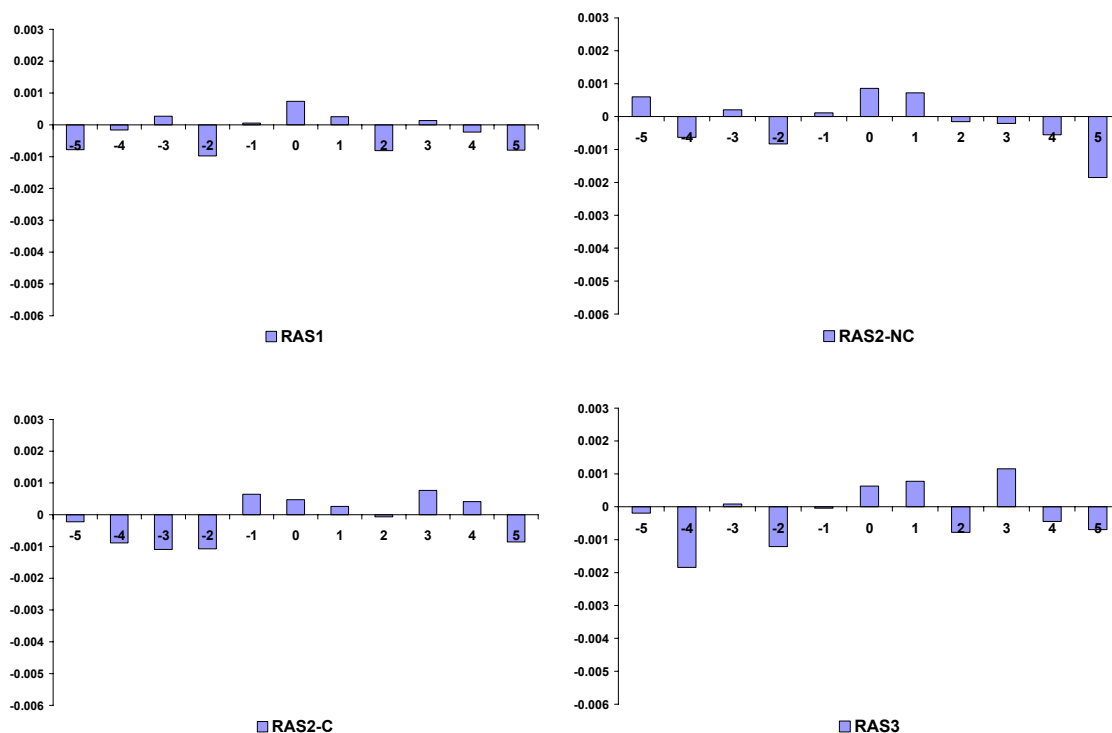
### 5.2.1. Análisis intersectorial preliminar

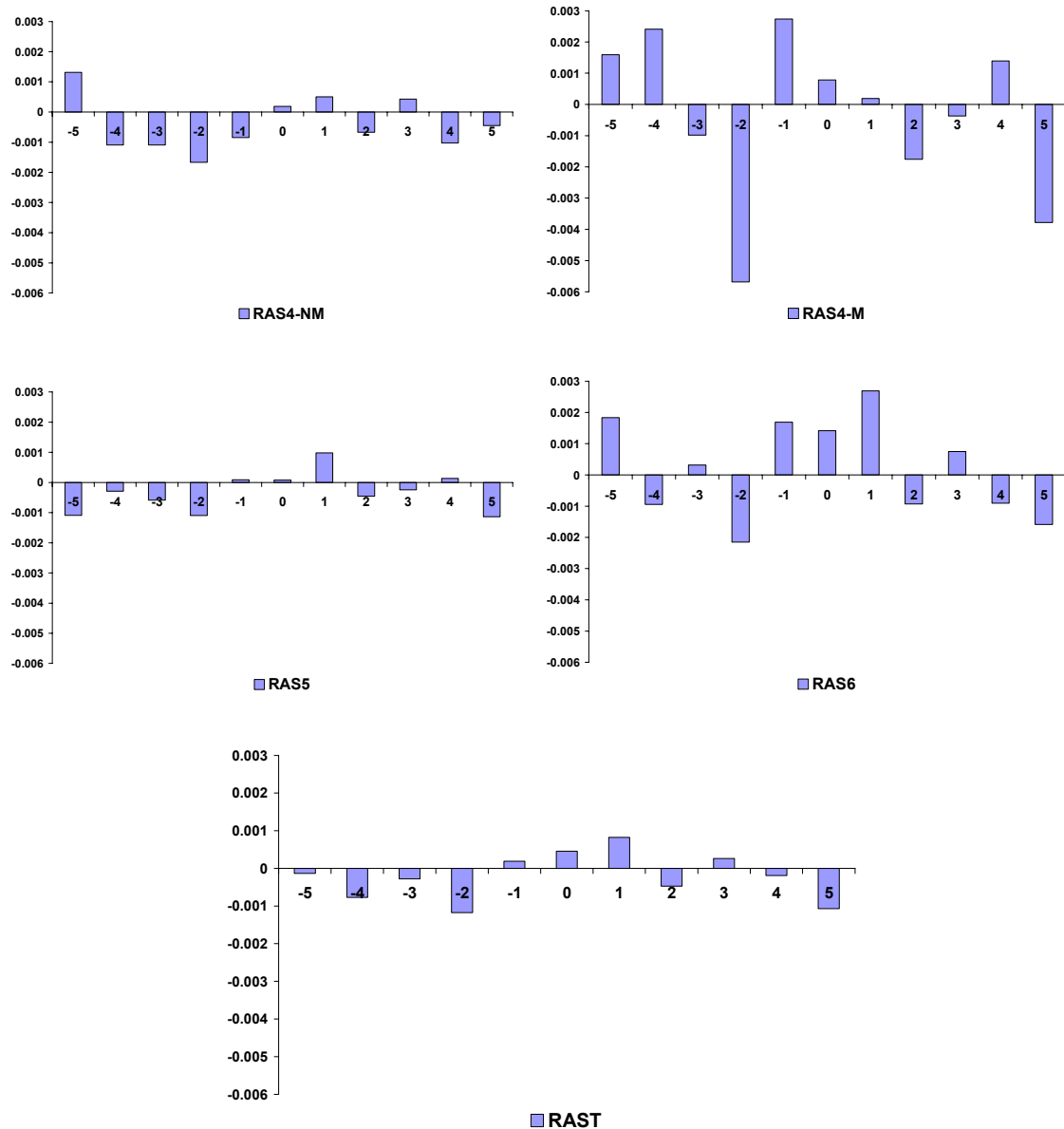
Una vez calculados los rendimientos anormales de cada sector, que de cierta forma homogeneizan los rendimientos medios de los distintos sectores, procedemos a estudiar la existencia de pautas de comportamiento distintas en función del sector de actividad.

En primer lugar, al igual que hemos hecho con los rendimientos sin ajustar, mostramos gráficamente los rendimientos anormales diarios medios por sectores en torno al día de anuncio. De nuevo observamos que la evolución de los rendimientos anormales diarios en los diferentes sectores es muy similar.

**Figura 3.8.-** Evolución del rendimiento anormal diario medio por sector en torno al día de evento

**RAS1, RAS2-NC...**, **RAST** denota el rendimiento anormal diario del sector 1, 2 “no construcción”... y del total del mercado





En los paneles A, B y C de la tabla 3.13 aparecen los principales estadísticos de los rendimientos anormales diarios en el día de anuncio y en los dos días anteriores y posteriores al mismo. La principal característica de los rendimientos anormales medios es que, en general, no son significativos estadísticamente, excepto el sector 4-NM, en los días pre-anuncio, por lo que parece que el mencionado sector adelanta en el tiempo el efecto del inminente anuncio de inflación. A pesar de la ausencia de significatividad, destaca que para la mayoría de sectores los rendimientos medios son negativos dos días antes y dos días después del anuncio, siendo positivos en el mismo día en el que se hace público el dato del IPC así como el día anterior y posterior al evento (ver figura 3.8).

**Tabla 3.13.-** Análisis intersectorial el día de anuncio y en la ventana de evento a partir de los rendimientos anormales diarios

Principales pruebas de igualdad de medias, medianas y varianzas para comprobar si los rendimientos son significativamente distintos entre los sectores analizados el día de anuncio, dos días antes y dos días después del mismo **RAS1**, **RAS2-NC** ..., **RAST** muestra el rendimiento anormal diario del sector 1, sector 2 “no construcción”... y del total del mercado

**PANEL A:** Dos días antes del anuncio

	<b>RAS1</b>	<b>RAS2-NC</b>	<b>RAS2-C</b>	<b>RAS3</b>	<b>RAS4-NM</b>	<b>RAS4-M</b>	<b>RAS5</b>	<b>RAS6</b>	<b>RAST</b>
Media	-0.0005	-0.0004	-0.0002	-0.0006	-0.0013 <sup>a</sup>	-0.0015	-0.0005	-0.0002	-0.0005
Mediana	-0.0001	-0.0005	-0.0010	-0.0004	-0.0004	0.0005	-0.0003	-0.0010	0.0002
Desv. típica	0.0100	0.0129	0.0127	0.0105	0.0135	0.0233	0.0084	0.0185	0.0091
Observac.	358	358	358	358	358	126	358	358	358

**PANEL B:** Día de anuncio

	<b>RAS1</b>	<b>RAS2-NC</b>	<b>RAS2-C</b>	<b>RAS3</b>	<b>RAS4-NM</b>	<b>RAS4-M</b>	<b>RAS5</b>	<b>RAS6</b>	<b>RAST</b>
Media	0.0007	0.0009	0.0005	0.0006	0.0002	0.0008	0.0001	0.0014	0.0005
Mediana	0.0003	0.0009	-0.0001	-0.0001	0.0000	-0.0010	-0.0006	-0.0007	0.0005
Desv. típica	0.0109	0.0121	0.0119	0.0103	0.0128	0.0306	0.0083	0.0199	0.0086
Observac.	179	179	179	179	179	63	179	179	179

**PANEL C:** Dos días después del anuncio

	<b>RAS1</b>	<b>RAS2-NC</b>	<b>RAS2-C</b>	<b>RAS3</b>	<b>RAS4-NM</b>	<b>RAS4-M</b>	<b>RAS5</b>	<b>RAS6</b>	<b>RAST</b>
Media	-0.0003	0.0003	0.0001	0.0000	-0.0001	-0.0008	0.0003	0.0009	0.0002
Mediana	-0.0003	-0.0001	0.0003	-0.0002	0.0004	0.0019	0.0002	0.0022	0.0004
Desv. típica	0.0106	0.0134	0.0127	0.0109	0.0140	0.0259	0.0080	0.0194	0.0091
Observac.	358	358	358	358	358	126	358	358	358

**PANEL D:** Contrastes para los dos días anteriores

<b>Contrastes Realizados</b>	<b>Valores</b>	<b>Interpretación</b>
Anova-F	0.284583	No rechazamos igualdad de medias
K-W	0.691404	
van der Waerden	1.200707	No rechazamos igualdad de medianas
Levene	30.43448 <sup>c</sup>	
B-F	29.84234 <sup>c</sup>	Rechazamos igualdad de varianzas

**PANEL E:** Contrastes para el día de anuncio

<b>Contrastes Realizados</b>	<b>Valores</b>	<b>Interpretación</b>
Anova-F	0.150108	No rechazamos igualdad de medias
K-W	2.027344	
van der Waerden	2.247694	No rechazamos igualdad de medianas
Levene	20.97416 <sup>c</sup>	
B-F	20.24023 <sup>c</sup>	Rechazamos igualdad de varianzas

**PANEL F:** Contrastes para los dos días posteriores

<b>Contrastes Realizados</b>	<b>Valores</b>	<b>Interpretación</b>
Anova-F	0.276262	No rechazamos igualdad de medias
K-W	4.685470	
van der Waerden	3.488029	No rechazamos igualdad de medianas
Levene	38.13663 <sup>c</sup>	
B-F	36.63506 <sup>c</sup>	Rechazamos igualdad de varianzas

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

K-W: Test de Kruskal-Wallis, B-F: Test de Brown-Forsythe



De cara a analizar un posible comportamiento diferenciado entre los distintos sectores, los paneles D, E y F de la tabla 3.13 muestran contrastes de igualdad de medias y varianzas entre los diferentes sectores.

Los contrastes de igualdad de medias entre sectores, tanto paramétricos como no paramétricos, el día de anuncio y los dos días anteriores y posteriores al mismo (ventana de evento) muestran que no se puede rechazar estadísticamente la hipótesis inicial de que todos ofrecen un rendimiento anormal medio similar.

Por otro lado, la hipótesis de igualdad de varianzas para los distintos rendimientos sectoriales se rechaza para los niveles de significatividad habituales en los tres periodos en los que dividimos la ventana de evento. Este resultado indica una volatilidad diferente entre los distintos sectores en el día de anuncio de inflación y en los dos previos y siguientes.<sup>57</sup>

### 5.2.2. Metodología en el análisis de la inflación no esperada

En este apartado proponemos tres modelos que posteriormente utilizamos para analizar distintos aspectos de la relación entre el anuncio de la tasa de inflación sobre los rendimientos anormales de los distintos sectores en la ventana de evento. Distinguimos entre el efecto del dato de inflación total y de sus dos componentes: inflación esperada e inflación no esperada.<sup>58</sup>

El primer paso en este análisis consiste en regresar el rendimiento sectorial y el dato de la tasa de inflación en la fecha de anuncio:<sup>59</sup>

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot \pi_t + u_{jt} \quad [3.6]$$

donde  $ra_{jt}$  recoge los rendimientos anormales para cada sector  $j$  en cada periodo  $t$ ,  $\pi_t$  refleja la tasa de inflación total y  $u_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ .

La estimación del modelo se realiza a través de un sistema de ecuaciones para los seis sectores y el total del mercado siguiendo la metodología de los modelos de regresión aparentemente no relacionados (SUR o *Seemingly Unrelated Regresión*), que

<sup>57</sup> Este resultado se debe tomar con precaución, dado que son sectores que se caracterizan por soportar niveles de riesgo muy dispares.

<sup>58</sup> Si observamos la distribución de los anuncios por día de la semana (tabla 3.1), podemos pensar que los resultados obtenidos podrían mostrar ciertas estacionalidades diarias en los rendimientos distintos de las que se pretenden estudiar en este análisis. Los resultados son similares en el caso de controlar por dicha estacionalidad diaria. Además, no observamos significación estadística de las variables *dummy* “lunes” o “viernes” en el anuncio y en los días posteriores, aunque en el análisis de los días previos se observa un efecto negativo sobre los rendimientos sectoriales cuando el anuncio se realiza al final de la semana.

<sup>59</sup> Estas regresiones podrían ser vulnerables al problema de variables omitidas, pero al centrarse el análisis en el día de anuncio el problema debería estar minimizado. Suponiendo que cualquier otro anuncio ese día es ortogonal al de la inflación no esperada, el estimador del parámetro permanecerá insesgado.

permiten estimar los coeficientes teniendo en cuenta la presencia de heteroscedasticidad y correlación contemporánea entre los términos de error.

El segundo paso dentro de la metodología de estudio de eventos consiste en analizar por separado el impacto de la parte no esperada de la tasa de inflación:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \pi_{t/t-1}^e + \beta_{j2} \cdot \pi_t^u + u_{jt} \quad [3.7]$$

siendo  $ra_{jt}$  el rendimiento anormal de los activos del sector  $j$ ,  $\pi_t$  el dato de inflación anunciado,  $\pi_{t/t-1}^e$  la tasa de inflación esperada mensual,  $\pi_t^u$  el componente no esperado de la inflación,  $\pi_t^u = \pi_t - \pi_{t/t-1}^e$ , y  $u_{jt}$  el componente de error.

A continuación centramos nuestra atención en el segundo término de la expresión [3.7] que recoge el componente no anticipado de la inflación. El primer término representa la inflación anticipada, que debería ser irrelevante en la regresión si los mercados son eficientes. Por tanto, si asumimos esa hipótesis, la regresión a estimar será la siguiente:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot \pi_t^u + u_{jt} \quad [3.8]$$

### 5.2.3. Resultados

El panel A de la tabla 3.14 muestra el coeficiente estimado de la tasa de inflación total en cada sector para el caso del modelo [3.6]. Destaca que los coeficientes estimados en el propio día de anuncio y en los días anteriores son positivos en todos los casos, siendo sustancialmente mayores en esta parte de la ventana de evento que en los días posteriores al anuncio, mostrando una pauta de comportamiento similar en todos los sectores. Además, varios de ellos son significativos estadísticamente (sectores 1 y 5, así como el sector 2-C y sector 2-NC) en esa porción de la ventana de evento, destacando el hecho de que los rendimientos anormales del mercado bursátil en su conjunto responden positivamente a los anuncios de inflación en los dos días anteriores así como en el mismo día de anuncio. Sin embargo, en los días posteriores al evento, ningún sector exhibe rendimientos anormales estadísticamente distintos de cero, por lo que parece que el efecto del anuncio de inflación desaparece.

Esta conducta puede tener implicaciones desde el punto de vista de la eficiencia del mercado. Por un lado, sugiere que el anuncio del IPC se comienza a descontar por el mercado antes de que se haga público, ya que los rendimientos sectoriales reaccionan en todos los casos de forma positiva y en cuatro de los sectores de forma significativa durante los dos días previos al evento. El mismo día de anuncio, los rendimientos

siguen respondiendo de forma positiva y significativa, aunque en cuantía mayor en algunos casos, ante la inflación total. Esto implicaría que la inflación anunciada ha supuesto una noticia positiva para las mismas. Por otro lado, el hecho de que en días posteriores se observe una respuesta no significativamente distinta de cero y de cuantía menor, siendo incluso negativa en algunos sectores, podría denotar la eficiencia del mercado al incorporar totalmente el día de anuncio la información aportada por el dato de inflación hecho público, sin observarse sobre-reacciones o ajustes lentos en los precios en los dos días siguientes.

Los paneles B y C de la tabla 3.14 muestran los resultados de la estimación de los modelos [3.7] y [3.8] que distinguen entre el componente esperado y no esperado del anuncio del IPC. Se observa como los coeficientes asociados a la inflación esperada presentan cuantías y valores del estadístico  $t$  de *Student* muy próximos a los observados en el modelo [3.6] para el caso de la inflación total.

En cuanto al componente no esperado del anuncio del IPC, su coeficiente estimado presenta diferencias relevantes en cuantía y signo entre los distintos días de la ventana de evento. En los días previos al anuncio y en el mismo día de evento, los sectores muestran coeficientes positivos, aunque sólo ofrecen significación estadística el sector 2-NC y sector 2-C, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, sector 5, “Servicios Financieros e Inmobiliarios”, y el conjunto del mercado bursátil en los días previos al anuncio y el sector 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, en el propio día de anuncio. Sin embargo, los sectores exhiben respuestas negativas en los días siguientes al momento en el que se hace público el dato de inflación, siendo estadísticamente significativas, excepto en los casos del sector 2-NC, sector 4-NM, sector 4-M y sector 6.

Ante el componente no esperado del anuncio de inflación (Panel B, Tabla 3.14) encontramos unos rendimientos anormales positivos en los días previos al anuncio en el sector 2-NC, sector 2-C, sector 5 y la totalidad del mercado. En cambio, en el mismo día de evento sólo es significativo para el sector 6. El hecho de que los rendimientos anormales del total del mercado bursátil sean significativos y positivos en el periodo pre-anuncio apunta a que la noticia se filtra al mercado con anterioridad a su publicación y el mercado reacciona a la misma.

**Tabla 3.14.-** Respuesta de los diferentes sectores de activos a anuncios en la tasa de inflación

INF es la tasa de inflación total anunciada cada mes, INFE representa la tasa de inflación esperada obtenida asumiendo expectativas miópicas, INFNE refleja la tasa de inflación no esperada. (-2, -1) hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, (0) muestra el día de evento y (+1, +2) refleja los dos días posteriores al anuncio. En las ecuaciones,  $ra_{jt}$  representa los rendimientos anormales diarios en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $\pi_t$  refleja la tasa de inflación total,  $\pi_{t-1}^e$  la tasa de inflación esperada mensual (con el conjunto de información de  $t-1$ ),  $\pi_t^u = \pi_t - \pi_{t-1}^e$ , es decir, el componente no esperado de la inflación y  $u_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ . La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004. Las regresiones se han estimado utilizando metodología SUR. Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

**PANEL A:** Efecto de la tasa de inflación total

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot \pi_t + u_{jt}$$

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INF	0.0895 <sup>b</sup> (2.5676)	0.0911 <sup>b</sup> (2.0344)	0.0752 <sup>a</sup> (1.6890)	0.0559 (1.5187)	0.0510 (1.0850)	-0.0397 (-0.1152)	0.1041 <sup>c</sup> (3.5818)	0.0894 (1.4067)	0.0834 <sup>c</sup> (2.6783)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0152	0.0086	0.0052	0.0037	0.0005	-0.0092	0.0317	0.0027	0.0165
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INF	0.1199 <sup>b</sup> (2.2273)	0.1379 <sup>b</sup> (2.3001)	0.0982 <sup>a</sup> (1.6591)	0.0587 (1.1396)	0.0104 (0.1626)	-0.1090 (0.1688)	0.0282 (0.6776)	0.0570 (0.5936)	0.0724 <sup>a</sup> (1.6981)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0215	0.0233	0.0097	0.0016	-0.0055	-0.0236	-0.0030	-0.0036	0.0103
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INF	0.0468 (1.2642)	-0.0347 (-0.7373)	-0.0377 (-0.8438)	-0.0127 (-0.3300)	-0.0042 (-0.0855)	0.3004 (0.7639)	0.0076 (0.2736)	-0.0432 (-0.6452)	-0.0069 (-0.2204)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0016	-0.0013	-0.0009	-0.0025	-0.0028	-0.0023	-0.0026	-0.0018	-0.0027

**PANEL B:** Efecto de la tasa de inflación diferenciando entre componente esperado y no esperado

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \pi_{t-1}^e + \beta_{j2} \cdot \pi_t^u + u_{jt}$$

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFE	0.0891 <sup>b</sup> (2.5548)	0.0881 <sup>b</sup> (1.9779)	0.0726 (1.6365)	0.0549 (1.4919)	0.0490 (1.0438)	-0.0707 (-0.2020)	0.1029 <sup>c</sup> (3.5459)	0.0877 (1.3807)	0.0817 <sup>c</sup> (2.6331)
INFNE	0.1598 (0.8285)	0.6102 <sup>b</sup> (2.4771)	0.5286 <sup>b</sup> (2.1549)	0.2282 (1.1225)	0.3979 (1.5312)	0.4257 (0.5232)	0.3191 <sup>b</sup> (1.9885)	0.3781 (1.0732)	0.3723 <sup>b</sup> (2.1651)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0128	0.0182	0.0119	0.0029	0.0027	-0.0151	0.0339	0.0017	0.0214
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFE	0.1201 <sup>b</sup> (2.2314)	0.1379 <sup>b</sup> (2.2996)	0.0981 <sup>a</sup> (1.6579)	0.0585 (1.1349)	0.0122 (0.1925)	-0.1462 (-0.2264)	0.0279 (0.6705)	0.0532 (0.5584)	0.0723 <sup>a</sup> (1.6934)
INFNE	0.0587 (0.2001)	0.1353 (0.4143)	0.1053 (0.3263)	0.1163 (0.4143)	-0.4559 (-1.3184)	0.7990 (0.5494)	0.0972 (0.4291)	0.9797 <sup>a</sup> (1.8764)	0.1136 (0.4882)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0162	0.0177	0.0040	-0.0038	-0.0007	-0.0372	-0.0082	0.0074	0.0049
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFE	0.0487 (1.3232)	-0.0328 (-0.6985)	-0.0350 (-0.7872)	-0.0099 (-0.2592)	-0.0039 (-0.0809)	0.3013 (0.7559)	0.0091 (0.3294)	-0.0418 (-0.6256)	-0.0051 (-0.1625)
INFNE	-0.3375 <sup>a</sup> (-1.6701)	-0.4136 (-1.6073)	-0.5871 <sup>b</sup> (-2.4124)	-0.5711 <sup>c</sup> (-2.7366)	-0.0471 (-0.1763)	0.1679 (0.1881)	-0.2907 <sup>a</sup> (-1.9076)	-0.3032 (-0.8239)	-0.3723 <sup>b</sup> (-2.1729)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0091	0.0021	0.0109	0.0151	-0.0055	-0.0098	0.0055	-0.0031	0.0073

**PANEL C:** Efecto del componente no esperado en la tasa de inflación

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot \pi_t^u + u_{jt}$$

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFNE	0.0863 (0.4481)	0.5374 <sup>b</sup> (2.1943)	0.4686 <sup>a</sup> (1.9248)	0.1829 (0.9070)	0.3575 (1.3890)	0.4556 (0.5783)	0.2341 (1.4499)	0.3057 (0.8752)	0.3048 <sup>a</sup> (1.7753)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0023	0.0128	0.0073	-0.0006	0.0024	-0.0073	0.0029	-0.0008	0.0056
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFNE	-0.0474 (-0.1615)	0.0135 (0.0411)	0.0187 (0.0582)	0.0646 (0.2325)	-0.4664 (-1.3674)	0.8941 (0.6461)	0.0727 (0.3251)	0.9338 <sup>a</sup> (1.8120)	0.0500 (0.2160)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0055	-0.0056	-0.0056	-0.0053	0.0047	-0.0133	-0.0051	0.0113	-0.0054
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFNE	-0.3790 <sup>a</sup> (-1.8950)	-0.3856 (-1.5162)	-0.5573 <sup>b</sup> (-2.3164)	-0.5626 <sup>c</sup> (-2.7296)	-0.0438 (-0.1659)	-0.0345 (-0.0403)	-0.2985 <sup>b</sup> (-1.9834)	-0.2677 (-0.7357)	-0.3679 <sup>b</sup> (-2.1748)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0071	0.0036	0.0120	0.0176	-0.0027	-0.0079	0.0080	-0.0013	0.0100

En los días posteriores al evento, observamos una respuesta negativa de los rendimientos ante el componente no esperado de la inflación que ofrece significación estadística en varios de los sectores (a excepción del sector 2-NC, sector 4-NM, sector 4-M y sector 6). Esto podría evidenciar que el mercado tarda en reaccionar ante la parte no esperada del anuncio de inflación, reflejando cierta falta de eficiencia del mercado español.

Podemos afirmar, por tanto, que para los días anteriores y el mismo día de anuncio, evidenciamos que la respuesta de los sectores ante el componente no esperado del anuncio de inflación es positiva y significativa estadísticamente en varios de los sectores, hecho que podría explicarse simplemente porque los inversores lo descuentan en el precio con antelación a partir de sus expectativas y de la información que circula por el mercado que incluyen estudios que realizan instituciones privadas y que adelantan estimaciones del dato de inflación, aunque posteriormente veremos si la capacidad de absorción de la inflación es un factor explicativo a tener en cuenta. En los días posteriores, el comportamiento de los sectores vuelve a ser similar, ya que los rendimientos de todos ellos se ven afectados de forma negativa por los cambios no esperados en la tasa de inflación, ofreciendo significación estadística en varios sectores, lo que podría evidenciar un leve retardo en la respuesta negativa de los rendimientos a dicho componente de la inflación. El efecto no significativo observado en algunos sectores en los días posteriores puede ser debido a una compensación de efectos de distinto signo en función de diferentes factores, como pueden ser la dirección de las sorpresas y el estado de la economía, que comprobaremos más adelante.

#### **6. Efectos de la inflación no esperada en función del estado de la economía, de la dirección de la sorpresa y de la nueva metodología en la estimación del IPC**

En este epígrafe, siguiendo a autores como McQueen y Roley (1993), Veronesi (1999), Joyce y Read (2002), Andersen et al. (2003), Adams et al. (2004), Boyd et al. (2005), Docking y Koch (2005), Pearce y Solakoglu (2006) y Funke y Matsuda (2006), estudiamos si los resultados obtenidos en el apartado anterior acerca del efecto del componente no esperado de la tasa de inflación sobre los rendimientos sectoriales se deben al hecho de que dichos rendimientos sectoriales responden de forma diferente en cada uno de los posibles escenarios a los que se pueden enfrentar, teniendo en cuenta varios factores, como pueden ser el cambio de metodología en la estimación del IPC, la dirección de las sorpresas de inflación y el estado de la economía.

### 6.1. Prueba de estabilidad de coeficientes

A partir de Enero del año 2002 se producen cambios en la confección del Índice de Precios al Consumo (IPC) que lo hacen más volátil, fundamentalmente con la inclusión de las rebajas en la elaboración del mismo. Otros cambios a destacar son los relativos a la ampliación de la muestra de municipios y establecimientos, la actualización de la cesta de la compra, la revisión anual de ésta última así como de sus ponderaciones y, por último, una serie de mejoras técnicas en el tratamiento de los precios (como la inclusión del método hedónico<sup>60</sup> para calcular la variación real de los precios). Este posible cambio estructural sugiere la necesidad de contrastar la estabilidad de los coeficientes, diferenciando entre períodos de menor volatilidad, anteriores a 2002, y de mayor variabilidad, posteriores a dicha fecha.

El posible cambio en la respuesta de los rendimientos sectoriales podría estar compensando diferentes efectos de la tasa de inflación no esperada antes y después del cambio en la composición del IPC, introduciendo ruido en el análisis de todo el periodo muestral.

Para ello, diferenciamos entre datos anteriores y posteriores a Enero de 2002 mediante una regresión en la que incluimos dos variables *dummy* que separan los rendimientos de ambos períodos:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \pi_t^u \cdot {}_B D + \beta_{j2} \cdot \pi_t^u \cdot {}_A D + u_{jt} \quad [3.9]$$

donde  ${}_B D$  es una variable *dummy* que toma valor uno en el periodo anterior a Enero de 2002 (*Before*) y cero en el resto y  ${}_A D$  que es igual a uno a partir de Enero de 2002 (*After*).

La tabla 3.15 muestra que existen coeficientes de distinto signo con significación estadística en algunos sectores en el periodo anterior a la inclusión de las rebajas (enero de 2002) en toda la ventana de evento, aunque no se observan respuestas significativas en el periodo posterior a enero de 2002. Este resultado indicaría que, tras controlar por la modificación del sistema de cálculo del IPC en 2002, los sectores parecen responder de forma distinta ante los anuncios de inflación en la economía española.

<sup>60</sup> Consiste en aplicar modelos de regresión para calcular la variación real de los precios. Este método se utiliza como apoyo o complemento a otros para algunos artículos cuyas características permiten su aplicación debido al gran volumen de información que requiere.

**Tabla 3.15.-** Test de estabilidad de respuesta antes y después de Enero de 2002

(-2, -1) hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, (0) muestra el día de evento y (+1, +2) refleja los dos días posteriores al anuncio. La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \pi_t^u \cdot D + \beta_{j2} \cdot \pi_t^u \cdot D + u_{jt}$$

# Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la inflación no esperada sea igual en el primer subperiodo que en el segundo. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFNE	0.0347	0.7086 <sup>b</sup>	0.4707 <sup>a</sup>	0.2377	0.4837 <sup>a</sup>	0.3587	0.2994 <sup>a</sup>	0.4121	0.3722 <sup>a</sup>
Before	(0.1603)	(2.5772)	(1.7167)	(1.0466)	(1.6738)	(0.2384)	(1.6481)	(1.0520)	(1.9312)
INFNE	0.2737	-0.1035	0.4568	-0.0235	-0.1181	0.4295	-0.0113	-0.1010	0.0496
After	(0.6467)	(-0.1928)	(0.8561)	(-0.0533)	(-0.2080)	(0.4388)	(-0.0320)	(-0.1299)	(0.1304)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0044	0.0124	0.0045	-0.0026	0.0020	-0.0155	0.0018	-0.0027	0.0043
Wald #	0.2520	1.8061	0.0005	0.2760	0.8901	0.0016	0.6084	0.3463	0.5711
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFNE	-0.2132	-0.1058	-0.0438	0.0457	-0.7635 <sup>b</sup>	1.3324	-0.0497	1.0669 <sup>a</sup>	-0.0561
Before	(-0.6377)	(-0.2833)	(-0.1195)	(0.1438)	(-1.9727)	(0.4856)	(-0.1949)	(1.8258)	(-0.2127)
INFNE	0.5000	0.4068	0.2259	0.1273	0.5145	0.8094	0.4774	0.5055	0.4013
After	(0.8196)	(0.5976)	(0.3376)	(0.2198)	(0.7261)	(0.4729)	(1.0234)	(0.4568)	(0.8286)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0053	-0.0089	-0.0106	-0.0110	0.0128	-0.0306	-0.0053	0.0067	-0.0073
Wald	1.0457	0.4336	0.1243	0.0152	2.4927	0.0262	0.9780	0.2003	0.6844
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6	ST
INFNE	-0.4902 <sup>b</sup>	-0.4981 <sup>a</sup>	-0.7007 <sup>b</sup>	-0.6724 <sup>c</sup>	-0.1887	1.2819	-0.4054 <sup>b</sup>	-0.2958	-0.4707 <sup>b</sup>
Before	(-2.1676)	(-1.7277)	(-2.5722)	(-2.8779)	(-0.6341)	(0.7694)	(-2.3860)	(-0.7204)	(-2.4666)
INFNE	-0.0026	-0.0027	-0.0671	-0.1863	0.4425	-0.6333	0.0646	-0.1990	-0.0221
After	(-0.0060)	(-0.0050)	(-0.1305)	(-0.4239)	(0.7741)	(-0.6001)	(0.1993)	(-0.2508)	(-0.0601)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0071	0.0026	0.0125	0.0175	-0.0029	-0.0108	0.0097	-0.0040	0.0105
Wald	0.0010	0.6462	1.1805	0.9498	0.9555	0.9453	1.6418	0.0117	1.1725

No obstante, para corroborar estos resultados hemos contrastado la hipótesis de igualdad de respuesta en ambos subperiodos aplicando un test de *Wald*. La hipótesis inicial,  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ , no puede ser rechazada en ningún escenario y para ningún sector. Por tanto, la conclusión que extraemos es que los rendimientos sectoriales, en general, no responden de forma significativamente distinta a los anuncios de inflación en los dos subperiodos analizados, por lo que, en principio, no debería existir ningún efecto compensatorio cuando tenemos en cuenta el periodo total.

## 6.2. Respuesta ante sorpresas positivas y negativas de inflación

Trabajos previos para otros mercados llegan a resultados similares a los que encontramos en la mayoría de sectores analizados y en el total del mercado, es decir, que los rendimientos de los activos no responden significativamente a los cambios no esperados en la tasa de inflación. La mayoría supone que la respuesta de los inversores ante noticias de inflación es la misma, sin importar la dirección de la sorpresa. Esto puede hacer que la respuesta ante determinadas noticias se compense con la respuesta frente a otro tipo de anuncios, “buenas y malas noticias”, por lo que los sectores presentarán un efecto neto no significativamente distinto de cero. Andersen et al. (2003) sugieren que los rendimientos responden en mayor medida a “malas noticias” que a

“buenas noticias”. Suponen que cualquier tasa de inflación superior a la esperada se considera una “mala noticia”, mientras que si la tasa de inflación es inferior a la anticipada, nos encontramos ante una “buena noticia”. Afirman que el mercado reacciona de forma asimétrica ante las noticias macro no esperadas. “Malas noticias” tienen mayor impacto que “buenas noticias”. El patrón de respuesta de ajuste estaría caracterizado, por tanto, por un “efecto signo”.

Para comprobar estos efectos asimétricos incorporamos dos variables *dummy* que representan una tasa de inflación no esperada positiva o “mala noticia” ( $D^+$ ) y una tasa de inflación no anticipada negativa o “buena noticia” ( $D^-$ ) y que toman los siguientes valores:

$$D^+ = \begin{cases} 1 & \text{si } \pi_t^u > 0 \\ 0 & \text{si } \pi_t^u < 0 \end{cases} \quad D^- = \begin{cases} 1 & \text{si } \pi_t^u < 0 \\ 0 & \text{si } \pi_t^u > 0 \end{cases}$$

En primer lugar, para comprobar efectos asimétricos procedentes de tasas de inflación mayores y menores que la esperada utilizaremos la siguiente expresión:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j+} \cdot D^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j-} \cdot D^- \cdot |\pi_t^u| + u_{jt} \quad [3.10]$$

donde  $\beta_{j+}$  es el coeficiente que acompaña a las sorpresas de inflación positivas (tasa de inflación mayor de la anticipada),  $\beta_{j-}$  recoge la sensibilidad de los rendimientos sectoriales a sorpresas de inflación negativas (tasa de inflación inferior a la esperada),  $u_{jt}$  es el término de error y  $D^+$  y  $D^-$  son las variables *dummy* mencionadas anteriormente. Incorporamos los *shocks* inflacionistas en valor absoluto. De esta forma, la interpretación de los coeficientes se realizará de una forma mucho más sencilla.<sup>61</sup>

Si suponemos que no existen efectos asimétricos, ambos factores beta serán similares, por lo que deberemos comprobar si los coeficientes que los acompañan son estadística y significativamente diferentes. Para ello contrastamos la hipótesis nula  $H_0: \beta_{j+} = \beta_{j-}$  aplicando un test de *Wald* a cada uno de los sectores.

Los resultados de la estimación del modelo [3.10] aparecen en la tabla 3.16 que mostramos a continuación. En los dos días anteriores al evento, únicamente los rendimientos anormales del sector 2-NC, sector 2-C, sector 5 y del total del mercado responden de forma positiva y significativa ante tasas de inflación superiores a las

<sup>61</sup> Hemos realizado una prueba alternativa en la que regresamos los rendimientos sectoriales sobre las variables *dummy* “dirección de la sorpresa” sin tener en cuenta la cuantía de la misma, para evitar posibles efectos compensatorios, es decir, teniendo en cuenta únicamente si la tasa de inflación ha subido, se mantiene o baja respecto a la tasa esperada. Los resultados, en lo que se refiere a la significatividad de las variables, son muy similares, excepto para los días posteriores al anuncio en los que la tasa de inflación positiva tiene efectos significativos y negativos sobre los rendimientos sectoriales.



esperadas. Para el resto de sectores, dicho anuncio no afecta a los rendimientos sectoriales, con independencia de la dirección de las noticias. Todos los sectores, en general, exhiben respuestas no significativamente distintas de cero el mismo día de anuncio, siendo significativas únicamente en el caso del sector 2-C. En los días posteriores, las sorpresas de inflación, con independencia de la dirección, suponen rendimientos anormales no significativamente distintos de cero.

**Tabla 3.16.-** Test de respuesta asimétrica entre “buenas noticias” y “malas noticias”

Distinguimos entre “malas noticias” (**POS** movimientos no esperados positivos, es decir, tasa de inflación real mayor de la esperada) y “buenas noticias” (**NEG** movimientos no esperados negativos, es decir, tasa de inflación real menor de la esperada). **(-2, -1)** hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, **(0)** muestra el día de evento y **(+1, +2)** refleja los dos días posteriores al anuncio. La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j+} \cdot D^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j-} \cdot D^- \cdot |\pi_t^u| + u_{jt}$$

# Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la inflación no esperada positiva sea igual que el de la inflación no esperada negativa. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

<b>(-2, -1)</b>	<b>S1</b>	<b>S2-NC</b>	<b>S2-C</b>	<b>S3</b>	<b>S4-NM</b>	<b>S4-M</b>	<b>S5</b>	<b>S6</b>	<b>ST</b>
<b>INFNE</b>	0.3930	0.7804 <sup>a</sup>	0.8580 <sup>a</sup>	0.4746	0.0565	1.6741	0.5899 <sup>b</sup>	0.6733	0.5593 <sup>a</sup>
<b>POS</b>	(1.0983)	(1.7127)	(1.8962)	(1.2659)	(0.1180)	(1.2760)	(1.9682)	(1.0350)	(1.7500)
<b>INFNE</b>	0.1812	-0.3252	-0.1293	0.0712	-0.6178	1.1645	0.0759	0.0160	-0.0827
<b>NEG</b>	(0.5580)	(-0.7864)	(-0.3146)	(0.2092)	(-1.4222)	(0.7534)	(0.2788)	(0.0272)	(-0.2855)
<b>R<sup>2</sup> Aj.</b>	-0.0021	0.0086	0.0075	-0.0009	0.0009	-0.0005	0.0058	-0.0023	0.0054
<b>Wald #</b>	0.3001	5.0441 <sup>b</sup>	4.0771 <sup>b</sup>	0.9912	1.6991	0.1026	2.5189	0.8761	3.4602 <sup>a</sup>
<b>(0)</b>	<b>S1</b>	<b>S2-NC</b>	<b>S2-C</b>	<b>S3</b>	<b>S4-NM</b>	<b>S4-M</b>	<b>S5</b>	<b>S6</b>	<b>ST</b>
<b>INFNE</b>	0.5347	0.3559	1.1283 <sup>a</sup>	0.5368	-0.2667	-0.3592	0.5410	1.4812	0.5538
<b>POS</b>	(0.9964)	(0.5930)	(1.9417)	(1.0546)	(-0.4255)	(-0.1596)	(1.3224)	(1.5606)	(1.3090)
<b>INFNE</b>	0.5740	0.2964	0.9852 <sup>a</sup>	0.3626	0.6466	-2.7212	0.3507	-0.4407	0.4056
<b>NEG</b>	(1.1452)	(0.5285)	(1.8157)	(0.7624)	(1.1051)	(-0.9637)	(0.9184)	(-0.5006)	(1.0277)
<b>R<sup>2</sup> Aj.</b>	-0.0022	-0.0088	0.0162	-0.0043	-0.0003	-0.0080	-0.0011	0.0073	-0.0009
<b>Wald</b>	0.0045	0.0083	0.0509	0.0984	1.7842	0.6984	0.1818	3.4621 <sup>a</sup>	0.1033
<b>(+1, +2)</b>	<b>S1</b>	<b>S2-NC</b>	<b>S2-C</b>	<b>S3</b>	<b>S4-NM</b>	<b>S4-M</b>	<b>S5</b>	<b>S6</b>	<b>ST</b>
<b>INFNE</b>	-0.3614	-0.3227	-0.7137	-0.5711	0.1050	0.2846	-0.3442	0.3133	-0.3489
<b>POS</b>	(-0.9760)	(-0.6857)	(-1.6033)	(-1.4977)	(0.2149)	(0.1995)	(-1.2348)	(0.4652)	(-1.1130)
<b>INFNE</b>	0.3943	0.4412	0.4181	0.5549	0.1754	0.4488	0.2577	0.7829	0.3845
<b>NEG</b>	(1.1573)	(1.0177)	(1.0198)	(1.5788)	(0.3908)	(0.2579)	(1.0055)	(1.2669)	(1.3354)
<b>R<sup>2</sup> Aj.</b>	0.0043	0.0009	0.0097	0.0149	-0.0052	-0.0156	0.0053	-0.0013	0.0072
<b>Wald</b>	3.5410 <sup>a</sup>	2.2385	5.4928 <sup>b</sup>	7.4039 <sup>c</sup>	0.0176	0.0087	3.9662 <sup>b</sup>	0.4140	4.6590 <sup>b</sup>

La falta de significatividad en la respuesta de los sectores ante distintas sorpresas de inflación podría deberse a que el anuncio no tiene contenido informativo, debido a que dicha información está ya descontada en el precio de los activos sectoriales.

Autores como Adams et al. (2004) afirman que los agentes económicos van a ser más sensibles a “malas noticias” que a “buenas noticias”. En este caso, para los datos españoles se podría verificar este hecho, aunque no de forma concluyente, en el análisis del mismo día de anuncio y fundamentalmente en los días anteriores al evento analizado, ya que observamos que los sectores muestran coeficientes superiores en cuantía y en nivel de significación estadística en el caso de sorpresas positivas que para sorpresas negativas.

Finalmente, realizamos en cada uno de los sectores un test de *Wald*, con el objetivo de contrastar la hipótesis de que los coeficientes que acompañan al componente no esperado ante *shocks* positivos y negativos de la inflación son iguales ( $H_0: \beta_{j+} = \beta_{j-}$ ). De los resultados de este análisis se desprende que, en general, no podemos rechazar la hipótesis de que los rendimientos sectoriales reaccionan de la misma forma ante sorpresas positivas y negativas en el día de anuncio, obteniendo conclusiones similares a Pearce y Solakoglu (2006), es decir, podemos afirmar que no hay evidencia de que reaccionen de forma distinta.<sup>62</sup> Destacamos la excepción que supone el sector 6, que muestra una respuesta significativamente distinta durante el día de anuncio, caracterizada por ser positiva ante tasas superiores a la esperada y negativa ante sorpresas de inflación negativas. El contraste realizado en los días anteriores al anuncio de inflación muestra respuestas significativamente distintas en el caso del sector 2-NC, el sector 2-C y el total del mercado bursátil. En los días siguientes al anuncio, varios de los sectores individuales y el total del mercado exhiben una respuesta significativamente diferente en función de la dirección de las sorpresas de inflación.

### 6.2.1. Persistencia en la dirección de las noticias de inflación

En este punto nos planteamos si la no existencia de coeficientes significativos estadísticamente en la mayoría de sectores puede ser debido al hecho de que los agentes económicos tengan expectativas adaptativas. Un *shock* positivo o negativo aislado no va a suponer una mala o buena noticia para el individuo, pero éste sí que reaccionará si el movimiento de la inflación se convierte en una tendencia, es decir, puede que los agentes económicos sólo actúen si observan que un determinado efecto (subida o bajada de la tasa de inflación respecto a la esperada) se mantiene en el tiempo.

Para ello, realizamos un contraste alternativo que supone incorporar en la expresión [3.10] dos variables *dummy* que recogen la persistencia del movimiento de la tasa de inflación en una determinada dirección:  $D^{2+}$ , que toma valor uno cuando la tasa de inflación ha sido mayor que el valor esperado en dos periodos consecutivos y cero en caso contrario, y  $D^{2-}$ , que toma valor uno cuando la tasa de inflación se ha situado por

---

<sup>62</sup> Sin embargo, esto puede ser debido a las propias limitaciones que ofrece el test utilizado, que presenta ciertas carencias ante procesos ARIMA, modelos no lineales o ecuaciones donde las varianzas son estimadas utilizando otros métodos, como el de *Newey-West* o *White*. En estos casos, los valores alcanzados con este tipo de test deberían ser únicamente ilustrativos y con propósitos de comparación, estrictamente. Según Remolona y Fleming (1999), la estimación a través del método generalizado de los momentos permite obtener coeficientes iguales a los obtenidos con MCO, mientras que se solucionan los problemas de aplicar el test de *Wald*.

debajo de su valor esperado en dos periodos consecutivos y cero en cualquier otro caso.

La expresión queda de la siguiente forma:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j+} \cdot D^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j-} \cdot D^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2+} \cdot D^{2+} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2-} \cdot D^{2-} \cdot |\pi_t^u| + u_{jt} \quad [3.11]$$

Los resultados se muestran en la tabla 3.17, de la que podemos destacar dos efectos importantes. El primero de ellos es que aparecen un buen número de sectores con coeficientes significativos el día de anuncio de inflación.

**Tabla 3.17.-** Test de respuesta asimétrica entre “buenas noticias” y “malas noticias” (2)

Distinguimos entre “malas noticias” (**POS** movimientos no esperados positivos, es decir, tasa de inflación real mayor de la esperada) y “buenas noticias” (**NEG** movimientos no esperados negativos, es decir, tasa de inflación real menor de la esperada), el día de anuncio y dos días anteriores y posteriores al evento. Además, incorporamos la persistencia de los movimientos no esperados de la tasa de inflación positivos (**2POS**) y negativos (**2NEG**) durante dos periodos consecutivos. **(-2, -1)** hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, **(0)** muestra el día de evento y **(+1, +2)** refleja los dos días posteriores al anuncio. La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j+} \cdot D^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j-} \cdot D^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2+} \cdot D^{2+} \cdot |\pi_t^u| + \beta_{j2-} \cdot D^{2-} \cdot |\pi_t^u| + u_{jt}$$

# Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la inflación no esperada positiva sea igual que el de la inflación no esperada negativa. ## Contrastamos la misma hipótesis, pero para las variables *dummy* que muestran la persistencia del movimiento no esperado de la tasa de inflación. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

<b>(-2, -1)</b>	<b>S1</b>	<b>S2-NC</b>	<b>S2-C</b>	<b>S3</b>	<b>S4-NM</b>	<b>S4-M</b>	<b>S5</b>	<b>S6</b>	<b>ST</b>
INFNE	0.6872	1.1760 <sup>b</sup>	0.9403 <sup>a</sup>	0.6308	0.1561	1.5005	0.5962 <sup>a</sup>	0.9951	0.7041 <sup>a</sup>
POS	(1.6177)	(2.1753)	(1.7468)	(1.4177)	(0.2745)	(0.9746)	(1.6719)	(1.2869)	(1.8531)
INFNE	0.2466	-0.4984	-0.1291	0.4968	-0.0885	0.3574	0.1116	0.3760	0.0417
NEG	(0.5321)	(-0.8447)	(-0.2196)	(1.0218)	(-0.1428)	(0.1185)	(0.2866)	(0.4474)	(0.1009)
INFNE	-0.7505	-1.0428	-0.2125	-0.3480	-0.1888	0.3016	-0.0118	-0.7840	-0.3576
2POS	(-1.2674)	(-1.3838)	(-0.2833)	(-0.5612)	(-0.2381)	(0.1441)	(-0.0237)	(-0.7271)	(-0.6751)
INFNE	-0.1040	0.2724	-0.0007	-0.6721	-0.8360	0.9345	-0.0566	-0.5693	-0.1969
2NEG	(-0.1984)	(0.4084)	(-0.0010)	(-1.2232)	(-1.1927)	(0.3090)	(-0.1286)	(-0.5987)	(-0.4209)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0033	0.0086	0.0021	-0.0016	-0.0007	-0.0162	0.0002	-0.0056	0.0014
Wald #	0.6455	5.7551 <sup>b</sup>	2.3655	0.0543	0.1112	0.1445	1.1067	0.3864	1.8280
Wald ##	0.6685	1.7079	0.0447	0.1529	0.3740	0.0293	0.0046	0.0223	0.0517
<b>(0)</b>	<b>S1</b>	<b>S2-NC</b>	<b>S2-C</b>	<b>S3</b>	<b>S4-NM</b>	<b>S4-M</b>	<b>S5</b>	<b>S6</b>	<b>ST</b>
INFNE	1.2538 <sup>b</sup>	0.6882	1.4250 <sup>b</sup>	1.1262 <sup>a</sup>	0.1858	-0.9510	1.0831 <sup>b</sup>	2.6760 <sup>b</sup>	1.0586 <sup>b</sup>
POS	(2.0325)	(0.9841)	(2.1041)	(1.9305)	(0.2545)	(-0.3756)	(2.2958)	(2.4398)	(2.1669)
INFNE	1.1665 <sup>a</sup>	0.6385	1.3780 <sup>a</sup>	1.3036 <sup>a</sup>	0.6936	-2.8909	0.5124	-0.8363	0.7763
NEG	(1.6535)	(0.7980)	(1.7798)	(1.9533)	(0.8316)	(-0.5277)	(0.9508)	(-0.6747)	(1.3928)
INFNE	-1.9083 <sup>b</sup>	-0.8731	-0.7700	-1.5029 <sup>a</sup>	-1.2476	1.8635	-1.4784 <sup>b</sup>	-3.3607 <sup>b</sup>	-1.3469 <sup>a</sup>
2POS	(-2.1626)	(-0.8727)	(-0.7949)	(-1.8010)	(-1.1948)	(0.5100)	(-2.1909)	(-2.1437)	(-1.9277)
INFNE	-0.9477	-0.5460	-0.6258	-1.4956 <sup>b</sup>	-0.0830	0.3645	-0.2652	0.6040	-0.5941
2NEG	(-1.1899)	(-0.6045)	(-0.7159)	(-1.9851)	(-0.0882)	(0.0665)	(-0.4358)	(0.4308)	(-0.9438)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0193	-0.0141	0.0111	0.0233	-0.0042	-0.0340	0.0141	0.0189	0.0120
Wald	0.0115	0.0029	0.0028	0.0528	0.2766	0.1303	0.8371	5.9395 <sup>b</sup>	0.1912
Wald	0.6524	0.0588	0.0122	0.0000	0.6852	0.0510	1.7807	3.5503 <sup>a</sup>	0.6400
<b>(+1, +2)</b>	<b>S1</b>	<b>S2-NC</b>	<b>S2-C</b>	<b>S3</b>	<b>S4-NM</b>	<b>S4-M</b>	<b>S5</b>	<b>S6</b>	<b>ST</b>
INFNE	0.1255	-0.0359	-0.8021	-0.3439	0.2313	0.3408	-0.2714	0.2784	-0.2153
POS	(0.2892)	(-0.0647)	(-1.5326)	(-0.7665)	(0.4017)	(0.2081)	(-0.8259)	(0.3503)	(-0.5829)
INFNE	0.3828	0.1949	-0.1777	0.3135	-0.1920	0.6499	0.0983	0.9060	0.1553
NEG	(0.7910)	(0.3148)	(-0.3039)	(0.6247)	(-0.2998)	(0.1922)	(0.2685)	(1.0267)	(0.3781)
INFNE	-1.3045 <sup>b</sup>	-0.8013	0.1546	-0.6410	-0.3892	-0.1519	-0.2173	0.1077	-0.3896
2POS	(-2.1291)	(-1.0249)	(0.2092)	(-1.0118)	(-0.4788)	(-0.0662)	(-0.4684)	(0.0960)	(-0.7471)
INFNE	0.0129	0.3854	0.9406	0.3781	0.5783	-0.2179	0.2507	-0.1928	0.3602
2NEG	(0.0236)	(0.5515)	(1.4250)	(0.6676)	(0.7994)	(-0.0646)	(0.6065)	(-0.1934)	(0.7763)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0111	-0.0010	0.0095	0.0133	-0.0087	-0.0316	0.0012	-0.0068	0.0046
Wald	0.2067	0.1018	0.8348	1.2579	0.3187	0.0086	0.7448	0.3684	0.5938
Wald	4.6858 <sup>b</sup>	1.2799	0.6290	1.4373	0.7900	0.0003	0.5669	0.0401	1.1532

El segundo resultado a destacar hace referencia a la variable *dummy* que recoge la persistencia de los movimientos no esperados y que ofrece significación estadística ante datos de inflación superiores al esperado o sorpresas positivas de inflación el mismo día de anuncio. El coeficiente negativo y significativo que observamos el día de evento en el caso de los sectores 1, 3, 5, 6 y en el total del mercado muestra que el hecho de que se produzcan varias sorpresas positivas de inflación consecutivas va a tener efectos negativos sobre los rendimientos sectoriales, siendo observables fundamentalmente en el día de anuncio.

Por tanto, la persistencia durante meses sucesivos de noticias no esperadas de un determinado signo (concretamente superiores al dato de inflación esperada) parece provocar rendimientos anormales negativos en la mayoría de sectores, aunque únicamente el día de anuncio de inflación, resultado consistente con la hipótesis de eficiencia del mercado.

### **6.3. Respuesta en función del estado de la economía**

Los resultados presentados en la sección 6.2, en lo que se refiere a rendimientos anormales no significativamente distintos de cero, están en línea con gran parte de la literatura. En esta sección consideramos si la reacción de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación depende del estado de la economía, ya que autores como Veronesi (1999) y Docking y Koch (2005)<sup>63</sup> afirman que un anuncio será considerado como una “buena noticia” o una “mala noticia” en función del contexto en el que se reciba la misma (*Behavioural Finance Hypothesis*, BFH, Veronesi, 1999).

Andersen et al. (2003) incorporan el “efecto signo” y lo relacionan con teorías recientes de procesamiento de información. Afirman que el mercado reacciona de forma asimétrica ante las noticias macro no esperadas. “Malas noticias” tienen mayor impacto que “buenas noticias”. El patrón de respuesta de ajuste está caracterizado por un “efecto signo”.

En una etapa expansiva de la economía, los agentes económicos pueden interpretar un incremento en la tasa de inflación por encima del nivel esperado como una “mala noticia”, ya que puede conducir a una situación de sobrecalentamiento de la economía. Sin embargo, en una etapa de recesión, una tasa de inflación no esperada positiva puede interpretarse como una “buena noticia”, ya que indica que la economía está creciendo por encima de lo esperado. Las mayores ganancias empresariales se

---

<sup>63</sup> Ver Adams et al. (2004), Pearce y Solakoglu (2006) y Boyd et al. (2005).

trasladarán a los rendimientos bursátiles. De la misma forma, un dato de inflación inferior al esperado (sorpresa negativa de inflación) puede ser una “buena noticia” en etapas expansivas, ya que supondría un enfriamiento de la economía, distanciándose de una posible situación de “colapso” de la misma. Por otro lado, este tipo de noticias en etapas recesivas puede ser interpretado como una “mala noticia”, ya que no incrementa las expectativas de crecimiento de los agentes económicos.

Llegados a este punto, nuestro estudio del impacto de las noticias de inflación sobre los rendimientos bursátiles tiene en consideración tres aspectos fundamentales. Primero, considera la distinta capacidad de absorción de la inflación que presentan las empresas (Estep y Hanson, 1980 y Asikoglu y Ercan, 1992). Para ello, realizamos el análisis a nivel sectorial (*Flow-Through Hypothesis*, FTH, Estep y Hanson, 1980). Segundo, controlamos por el signo de la noticia, ya que puede existir un impacto diferencial de las malas noticias respecto al de las buenas. Tercero, la interpretación del dato de inflación por parte de los agentes económicos puede depender del estado de la economía (*Behavioural Finance Hypothesis*, BFH, Veronesi, 1999), es decir, el dato de inflación es un indicador del comportamiento de otras variables macroeconómicas.

Los argumentos propuestos por esta última hipótesis de finanzas del comportamiento para anuncios macroeconómicos en general entran en conflicto con los argüidos por la hipótesis *flow-through* para anuncios de inflación en varios escenarios. Las ganancias de las compañías con alta capacidad de absorción de la inflación podrían ser apenas sensibles o incluso independientes de la tasa de inflación, ya que estas compañías son capaces de trasladar de forma rápida cualquier *shock* inflacionista a los precios de sus productos y/o servicios. No obstante, estos beneficios empresariales dependen de la evolución de la economía en su conjunto, de la cual el dato de inflación puede aportar información sobre su comportamiento futuro. Una noticia de inflación superior a la esperada durante etapas expansivas debería percibirse como “malas noticias” según la teoría de las finanzas del comportamiento, pero podría ser interpretada como información no relevante o incluso como una “buena noticia” por sectores con una alta capacidad *flow-through*, según esta teoría de absorción de la inflación.

### 6.3.1. Determinación del estado de la economía

Una de las metodologías ampliamente utilizada en la literatura para determinar el estado de la economía es la propuesta por McQueen y Roley (1993),<sup>64</sup> que consiste en distinguir tres etapas de la actividad económica: Alta (*H*), Media (*M*) y Baja (*L*). La clasificación se hace construyendo dos bandas, una superior y otra inferior, alrededor de la tendencia temporal del Índice de Producción Industrial (IPI). La banda inferior se corresponde con el percentil 25 y la superior con el 75. Cuando el dato del IPI para un periodo se sitúa por debajo de la banda inferior, la economía se encuentra en un estado “bajo”. Entre las dos bandas, la economía está en un estado “medio”, y por encima de la banda superior se encuentra en un estado “alto”.

Siguiendo con estos pasos, en primer lugar se estima la siguiente ecuación, correspondiente a la regresión del logaritmo natural del IPI<sup>65</sup> frente a una constante y una tendencia temporal (*trend*).

$$\ln(IPI_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot trend_t + u_t \quad [3.12]$$

donde  $\alpha_1$  mide la tasa de crecimiento media mensual del IPI.

**Tabla 3.18.-** Regresión para clasificar el “Estado de la Economía”

Se utilizan datos mensuales del índice de producción industrial (IPI) desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y se estima la siguiente regresión por MCO:

$$\ln(IPI_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot trend_t + u_t$$

Variable	Coefficiente
T. Independiente	4.316594 <sup>c</sup> (694.1915)
<i>Trend</i>	0.001827 <sup>c</sup> (30.49692)
R <sup>2</sup> Aj.	0.839214

<sup>c</sup> p < 1% Los *t*-statistics se muestran entre paréntesis

A partir de los valores estimados del  $\ln(IPI)$  se construyen dos bandas sumando y restando una constante a la tendencia, creando así una banda superior ( $b.superior_t = \ln(IPI)_t + c$ ) y otra inferior ( $b.inferior_t = \ln(IPI)_t - c$ ). Para nuestra muestra de datos, *c* toma un valor de 0.0285, con el que aproximadamente el 50% de los valores observados se encuentran dentro de las bandas. Se define el estado de la economía de la siguiente forma:

- Si  $\ln(IPI)_t \geq banda superior_t \rightarrow$  estado alto (*H*)
- Si  $banda superior_t > \ln(IPI)_t \geq banda inferior_t \rightarrow$  estado medio (*M*)

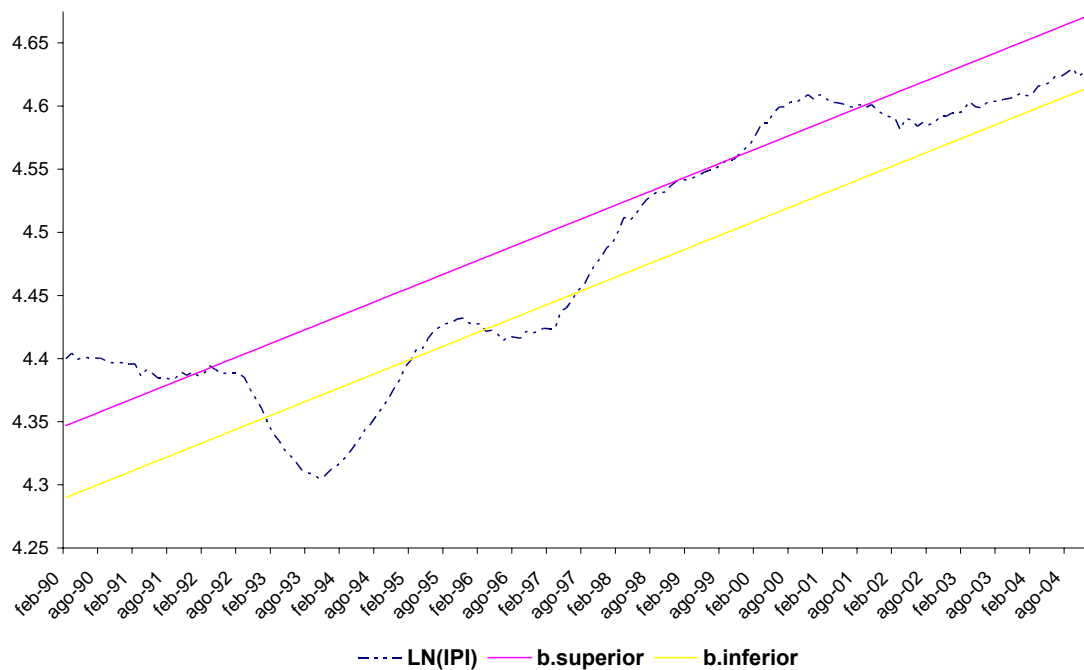
<sup>64</sup> Flannery y Protopapadakis (2002), Andersen et al. (2003), Poitras (2004), Adams et al. (2004), Funke y Matsuda (2006) y Pearce y Solakoglu (2006).

<sup>65</sup> El IPI ha sido desestacionalizado mediante la técnica de medias móviles de orden 12 hacia atrás.

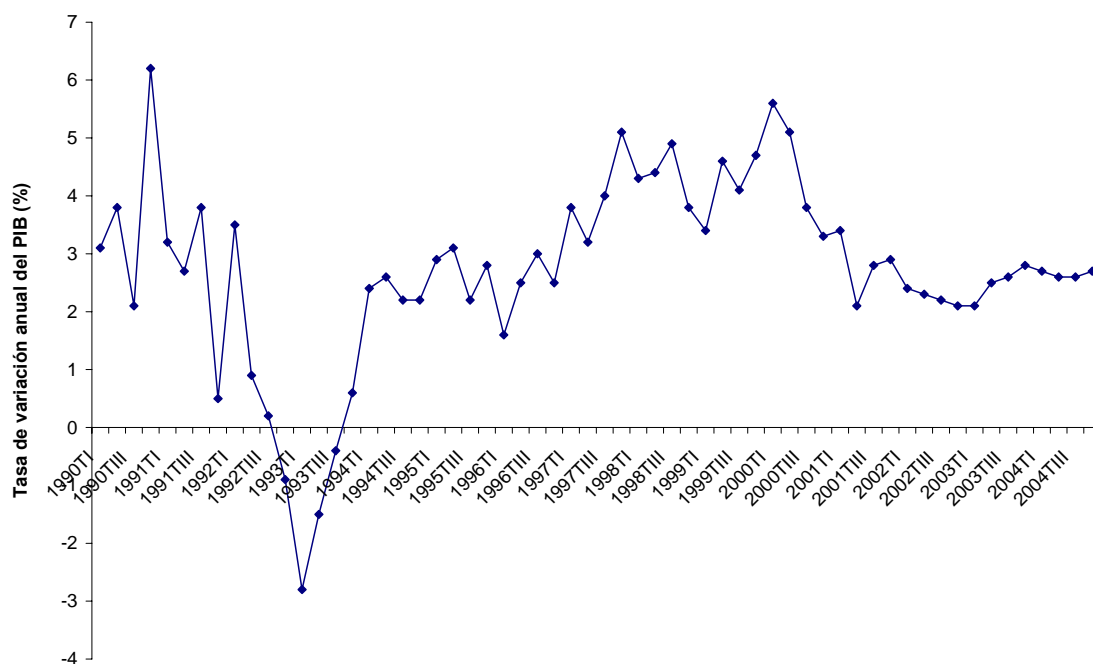
- Si  $\text{banda inferior}_t > \text{Ln}(\text{IPI})_t \rightarrow \text{estado bajo (L)}$

En nuestro caso, algo más de un 25 % de los periodos se corresponden con una actividad económica alta, un 50 % con una actividad media y algo menos de un 25 % con una actividad baja (ver figura 3.9).

**Figura 3.9.-** Logaritmo natural del IPI actual y bandas (trend  $\pm 0.0285$ )



**Figura 3.10.-** Evolución de la tasa de variación anual del PIB para cada trimestre a precios constantes (%)<sup>66</sup>



<sup>66</sup> Los datos del PIB (Producto Interior Bruto) están corregidos por estacionalidad y calendario.

Observando la tasa de crecimiento interanual del PIB para cada trimestre (figura 3.10), se puede comprobar que el periodo analizado (Febrero de 1990 a Diciembre de 2004) está caracterizado por un fuerte crecimiento del PIB, a excepción de finales de 1992 y todo el año 1993, periodo de la última crisis económica sufrida en España.

### 6.3.2. Respuesta en función del estado de la economía

Para comprobar si los rendimientos de los diferentes sectores responden de igual manera ante movimientos en la tasa de inflación en función del estado de la economía, McQueen y Roley (1993) utilizan la siguiente regresión:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{jH} \cdot D_H \cdot \pi_t^u + \beta_{jM} \cdot D_M \cdot \pi_t^u + \beta_{jL} \cdot D_L \cdot \pi_t^u + u_{jt} \quad [3.13]$$

siendo  $H$ ,  $M$  y  $L$  los diferentes estados de la economía descritos anteriormente, alto ( $H$ ), medio ( $M$ ) y bajo ( $L$ ), y  $\beta_H$ ,  $\beta_M$  y  $\beta_L$  la sensibilidad de los rendimientos de cada sector  $j$  a sorpresas de inflación en cada estado de la actividad económica.

Además, se realizan contrastes (test de *Wald*) que permitan determinar si podemos suponer la hipótesis inicial:  $\beta_{jH} = \beta_{jM} = \beta_{jL}$  de respuesta similar con independencia del estado de la economía en el que nos encontremos o por el contrario los coeficientes son significativamente distintos.

La tabla 3.19 muestra información sobre la media, desviación típica y el número de observaciones para tasas de inflación por debajo de lo esperado (sorpresas negativas) y tasas por encima de lo esperado (sorpresas positivas) en periodos de actividad económica media/alta y en etapas de recesión económica.

**Tabla 3.19.-** Propiedades de las sorpresas de inflación en función del estado de la economía

	Sorpresas negativas (INF < INFE)		Sorpresas positivas (INF > INFE)	
	No Recesivas	Recesivas	No Recesivas	Recesivas
Media	-0.002593	-0.002800	0.002446	0.002083
Desv. típica	0.001828	0.001673	0.001798	0.001505
Observac.	54	20	56	12

Los resultados de la estimación del modelo [3.13] aparecen en la tabla 3.20. En principio, evidencian que la respuesta de los rendimientos sectoriales ante sorpresas de inflación puede venir determinada por el estado de la economía, ya que en bastantes casos los coeficientes son significativos estadísticamente. Además, los resultados exhiben una respuesta diferente en función del escenario que encontremos. Podemos observar respuestas que ofrecen significación estadística en épocas de expansión en los días previos al anuncio, en los estados extremos (recesión y expansión) en el día de



evento y en fases de crecimiento medio de la economía, aunque también en etapas expansivas, si analizamos los días posteriores al anuncio de inflación.

En los días previos al anuncio, todos los sectores muestran coeficientes no significativos estadísticamente para todas las fases de la economía, lo cual da a entender que el anuncio de inflación no afecta a los rendimientos sectoriales antes de que se produzca el evento, a excepción del sector 2-NC y el sector 2-C que muestran una respuesta positiva y significativa en etapas de alto crecimiento económico. Ambos sectores exhiben también coeficientes significativos en el resto de contrastes que hemos realizado en las secciones anteriores.

**Tabla 3.20.-** Test de dependencia del estado de la economía utilizando desviaciones de la tendencia (McQueen y Roley, 1993)<sup>67</sup>

(-2, -1) hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, (0) muestra el día de evento y (+1, +2) refleja los dos días posteriores al anuncio. La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{jH} \cdot D_H \cdot \pi_t^u + \beta_{jM} \cdot D_M \cdot \pi_t^u + \beta_{jL} \cdot D_L \cdot \pi_t^u + u_{jt}$$

# Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación es igual en épocas de alta, media y baja actividad económica  $\beta_H = \beta_M = \beta_L$ . Los *t*-statistics se exhiben entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
<i>H</i>	0.2353 (0.6059)	1.1252 <sup>b</sup> (2.2838)	1.0689 <sup>b</sup> (2.1909)	0.3783 (0.9346)	0.3878 (0.7443)	0.3008 (0.9261)	0.2372 (0.3323)	0.5260 (1.5078)
<i>M</i>	0.0099 (0.0375)	0.2849 (0.8482)	0.4113 (1.2368)	0.2243 (0.8131)	0.4717 (1.3280)	0.1745 (0.7880)	0.3493 (0.7177)	0.2493 (1.0483)
<i>L</i>	0.0975 (0.2307)	0.4714 (0.8797)	-0.1079 (-0.2033)	-0.1595 (-0.3622)	0.0231 (0.0407)	0.3025 (0.8561)	0.2635 (0.3394)	0.1759 (0.4637)
<i>R</i> <sup>2</sup> Aj.	-0.0073	0.0102	0.0092	-0.0038	-0.0020	-0.0023	-0.0064	0.0016
<i>Wald</i> #	0.2310	1.9972	2.7030	0.8568	0.4566	0.1530	0.0202	0.5675
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
<i>H</i>	-1.2084 <sup>b</sup> (-2.0947)	-0.7852 (-1.1924)	-0.4750 (-0.7324)	-1.5160 <sup>c</sup> (-2.8218)	-0.9595 (-1.3846)	-0.8276 <sup>a</sup> (-1.8611)	0.1225 (0.1146)	-0.8948 <sup>a</sup> (-1.9428)
<i>M</i>	-0.1827 (-0.4762)	0.0750 (0.1713)	-0.0425 (-0.0985)	0.0904 (0.2530)	-0.3997 (-0.8674)	0.0828 (0.2802)	0.6125 (0.8623)	0.0422 (0.1379)
<i>L</i>	1.6923 <sup>c</sup> (2.6969)	0.7983 (1.1145)	0.7660 (1.0858)	1.8755 <sup>c</sup> (3.2095)	-0.0623 (-0.0827)	1.1139 <sup>b</sup> (2.3029)	2.7364 <sup>b</sup> (2.3546)	1.1904 <sup>b</sup> (2.3762)
<i>R</i> <sup>2</sup> Aj.	0.0459	-0.0022	-0.0075	0.0767	-0.0021	0.0304	0.0174	0.0335
<i>Wald</i>	11.793 <sup>c</sup>	2.6720	1.7120	18.140 <sup>c</sup>	0.8089	8.6744 <sup>b</sup>	3.1761	9.3284 <sup>c</sup>
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
<i>H</i>	-0.8362 <sup>b</sup> (-2.0616)	-0.8590 <sup>a</sup> (-1.6740)	-0.5329 (-1.0924)	-1.3519 <sup>c</sup> (-3.2947)	-0.0122 (-0.0225)	-0.4255 (-1.3839)	-0.1821 (-0.2438)	-0.6238 <sup>a</sup> (-1.7990)
<i>M</i>	-0.4508 <sup>a</sup> (-1.6516)	-0.4413 (-1.2780)	-0.5587 <sup>a</sup> (-1.7020)	-0.6727 <sup>b</sup> (-2.4362)	-0.0415 (-0.1137)	-0.3440 <sup>a</sup> (-1.6630)	-0.8674 <sup>a</sup> (-1.7257)	-0.4550 <sup>a</sup> (-1.9499)
<i>L</i>	0.3354 (0.7603)	0.3097 (0.5549)	-0.5986 (-1.1282)	0.6558 (1.4693)	-0.1183 (-0.2006)	-0.0437 (-0.1306)	1.1461 (1.4107)	0.1441 (0.3820)
<i>R</i> <sup>2</sup> Aj.	0.0124	0.0047	0.0064	0.0422	-0.0083	0.0046	0.0055	0.0114
<i>Wald</i>	3.9419	2.4156	0.0083	11.252 <sup>c</sup>	0.0187	0.7968	4.4850	2.5179

En el día de anuncio, se observa una relación estadísticamente significativa entre la inflación no esperada y los rendimientos bursátiles para los sectores 1, 3, 5 y 6 y para el total del mercado bursátil, siendo negativa en etapas de economía en expansión,

<sup>67</sup> En la estimación del modelo [3.13] excluimos el sector 4 “medios de comunicación”, ya que la falta de datos en los primeros años de la muestra impide la estimación del sistema a través de metodología SUR.

positiva en etapas de crecimiento bajo y no significativa en etapas de crecimiento económico medio, lo que muestra que los rendimientos tienden a incrementarse ante sorpresas inflacionistas cuando el ciclo económico se encuentra en una fase bajista. Este resultado es plenamente consistente con la hipótesis de finanzas del comportamiento (BFH), puesto que según esta teoría, un *shock* inflacionista en contextos de recesión puede transmitir información optimista a los agentes sobre una recuperación económica, lo que supone un efecto positivo sobre los rendimientos, mientras que en etapas de expansión puede llevar a un sobrecalentamiento de la economía, afectando negativamente a los rendimientos sectoriales.

Es importante destacar los valores considerablemente altos para este tipo de estudios del coeficiente de determinación ajustado que encontramos en las pruebas que se centran en el día de evento, llegando a alcanzar el 7.7 % en el caso del sector 3, “Bienes de Consumo” y en las pruebas que analizan los días post-anuncio, obteniendo unos valores del  $R^2$  ajustado del 4.2 % para el mismo sector.

El contraste de igualdad entre coeficientes (test de *Wald*) rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes entre los tres estados de la economía para muchos de los sectores (1, 3, 5 y el total del mercado bursátil) el día de anuncio corroborando, por tanto, el resultado de la regresión.

El análisis para los dos días posteriores al anuncio muestra como el patrón de comportamiento no está muy definido, aunque podemos afirmar que los coeficientes correspondientes a etapas de crecimiento medio son negativos y significativos en todos los sectores, a excepción del sector 2-NC y el sector 4-NM.

Según los resultados obtenidos podemos destacar, fundamentalmente, dos puntos. En primer lugar, el impacto significativo de la inflación no esperada en los sectores 1, 3, 5, 6 y en el total del mercado el mismo día de anuncio y en los estados extremos de crecimiento (alto y bajo) se mantiene en los días posteriores únicamente en etapas de crecimiento elevado, mostrando así una mayor incidencia en rendimientos. En segundo lugar, en etapas de crecimiento medio no tiene impacto el mismo día de anuncio, pero presenta una reacción negativa y significativa retardada en la mayoría de sectores.

La noticia de inflación aporta más información al mercado y, por tanto, supone un mayor impacto en rendimientos en etapas álgidas del ciclo, es decir, en periodos de crecimiento alto y bajo. Incluso en etapas expansivas, el efecto se prolonga en el tiempo hasta los dos días posteriores al anuncio. En cambio, en estados medios de la economía

observamos una reacción retardada en la mayoría de sectores, es decir, un menor impacto de la noticia.

### 6.3.3. Respuesta en función del estado de la economía: propuesta alternativa

Dadas las pocas diferencias apreciables entre el estado alto y medio de la economía y al igual que lo realizado en otros trabajos unimos ambos estados para tener un número suficiente de observaciones. Además, como hemos comentado antes, el periodo de análisis es un periodo de alto crecimiento, a excepción del año 1993 de crisis económica, por lo que es fácilmente justificable el que las etapas de crecimiento medio se agreguen junto con las fases expansivas. De esta forma, agrupamos ambas etapas en una sola, que denominamos *NL*. Por tanto, utilizamos dos *dummies*,  $D_{NL}$  (*No Low*) y  $D_L$  (*Low*), siendo la primera de ellas una variable *dummy* “no recesión” con valor igual a uno cuando la actividad económica no es baja y cero en caso contrario, y la otra una *dummy* “recesión” con valor uno en estados de crecimiento bajo de la economía y cero en el resto.

El modelo a estimar en este caso es el siguiente:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{jNL} \cdot D_{NL} \cdot \pi_t^u + \beta_{jL} \cdot D_L \cdot \pi_t^u + u_{jt} \quad [3.14]$$

Los resultados obtenidos de la estimación del modelo [3.14] se exhiben en la tabla 3.21. En general, dichos resultados coinciden con los observados en la prueba anterior en la que se realiza un análisis para tres estados de la economía. Este hecho justifica el que hayamos unido los estados “medio” y “alto” de crecimiento económico, ya que no distorsiona los resultados obtenidos, pero, sin embargo, sí que permite tener un mayor número de observaciones en cada submuestra.

El contraste de igualdad de respuesta confirma que los rendimientos de los sectores 1, 3 y 6 responden de forma significativamente distinta ante las sorpresas de inflación en función de que el estado de la economía sea bueno o malo, en el mismo día de evento y en los días posteriores al anuncio de inflación.

Podemos concluir de las dos pruebas realizadas que los efectos positivos del anuncio de inflación se producen el mismo día del evento, o incluso se adelantan en el tiempo, mientras que los efectos negativos se observan en los días posteriores al de la publicación del dato de inflación.

**Tabla 3.21.-** Test de dependencia del estado de la economía utilizando variable *dummy* para épocas de recesión

(-2, -1) hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, (0) muestra el día de evento y (+1, +2) refleja los dos días posteriores al anuncio. NL recoge periodos de crecimiento alto y medio de la economía L representa etapas recesivas de actividad económica. La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{jNL} \cdot D_{NL} \cdot \pi_t^u + \beta_{jL} \cdot D_L \cdot \pi_t^u + u_{jt}$$

# Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva/negativa es igual en épocas de actividad económica media/alta que en etapas de recesión. Los *t*-statistics se muestran entre paréntesis <sup>a</sup> p < 0.10, <sup>b</sup> p < 0.05, <sup>c</sup> p < 0.01

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
NL	0.0815 (0.3728)	0.5518 <sup>b</sup> (1.9846)	0.6202 <sup>b</sup> (2.2550)	0.2732 (1.1994)	0.4451 (1.5178)	0.2146 (1.1739)	0.3137 (0.7808)	0.3372 <sup>a</sup> (1.7165)
L	0.0992 (0.2348)	0.4780 (0.8895)	-0.1028 (-0.1934)	-0.1583 (-0.3595)	0.0224 (0.0396)	0.3035 (0.8588)	0.2626 (0.3382)	0.1781 (0.4691)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0051	0.0075	0.0086	-0.0012	0.0008	0.0003	-0.0036	0.0032
Wald #	0.0014	0.0149	1.4601	0.7581	0.4389	0.0499	0.0034	0.1386
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
NL	-0.4973 (-1.5483)	-0.1889 (-0.5165)	-0.1752 (-0.4876)	-0.4024 (-1.3306)	-0.5714 (-1.4881)	-0.1965 (-0.7919)	0.4622 (0.7814)	-0.2452 (-0.9545)
L	1.6855 <sup>c</sup> (2.6698)	0.7926 (1.1029)	0.7631 (1.0809)	1.8649 <sup>c</sup> (3.1376)	-0.0660 (-0.0875)	1.1079 <sup>b</sup> (2.2722)	2.7331 <sup>b</sup> (2.3509)	1.1842 <sup>b</sup> (2.3452)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0397	-0.0031	-0.0035	0.0502	0.0010	0.0203	0.0222	0.0236
Wald	9.4870 <sup>c</sup>	1.4801	1.4015	11.547 <sup>c</sup>	0.3559	5.6787 <sup>b</sup>	3.0279 <sup>a</sup>	6.3592 <sup>b</sup>
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
NL	-0.5711 <sup>b</sup> (-2.5214)	-0.5717 <sup>b</sup> (-1.9955)	-0.5506 <sup>b</sup> (-2.0234)	-0.8846 <sup>c</sup> (-3.8541)	-0.0324 (-0.1070)	-0.3694 <sup>b</sup> (-2.1539)	-0.6536 (-1.5673)	-0.5077 <sup>c</sup> (-2.6237)
L	0.3326 (0.7533)	0.3067 (0.5491)	-0.5984 (-1.1279)	0.6509 (1.4545)	-0.1180 (-0.2002)	-0.0443 (-0.1324)	1.1511 (1.4158)	0.1429 (0.3787)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0134	0.0063	0.0092	0.0399	-0.0055	0.0073	0.0067	0.0137
Wald	3.3156 <sup>a</sup>	1.9577	0.0064	9.3202 <sup>c</sup>	0.0167	0.7485	3.9001 <sup>b</sup>	2.3539

#### 6.4. Respuesta en función del estado de la economía y de la dirección de la sorpresa

Para comprobar si los rendimientos de los diferentes sectores responden de igual manera ante movimientos en la tasa de inflación en función del signo del cambio en dicha tasa y dependiendo del estado de la economía, proponemos la siguiente regresión, que supone una variación del modelo alternativo utilizado por Pearce y Solakoglu (2006) y Boyd et al. (2005), el cuál tiene en cuenta únicamente la dirección de las sorpresas y el estado de la economía de forma separada:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_H^+ \cdot \pi_t^u + \beta_{j2} \cdot D_{NH}^+ \cdot \pi_t^u + \beta_{j3} \cdot D_H^- \cdot \pi_t^u + \beta_{j4} \cdot D_{NH}^- \cdot \pi_t^u + u_{jt} \quad [3.15]$$

El modelo propuesto recoge en una misma ecuación la tasa de inflación no esperada positiva y negativa y los diferentes estados de la economía.

Las variables *dummy* tienen en cuenta las combinaciones posibles entre los factores considerados. El superíndice toma los valores + ( $D^+$ ) y - ( $D^-$ ), siendo + para tasas de inflación por encima de la esperada (malas noticias) y - para tasas por debajo de la anticipada (buenas noticias). El subíndice puede tomar el valor NL ( $D_{NL}$ ) en etapas no recesivas de actividad económica y L ( $D_L$ ) en periodos de recesión económica. La variable *dummy* toma valor uno cuando se cumplen las dos condiciones

simultáneamente. Así, por ejemplo,  $D_L^+$  toma valor uno cuando la inflación total es superior a la esperada en etapas de recesión económica.

A través de esta prueba intentamos comprobar si los agentes económicos interpretan determinados anuncios de la misma forma cuando la economía está en expansión que cuando está en recesión, sin catalogar *a priori* como “buenas noticias” o “malas noticias” el hecho de que la inflación haya sido menor o mayor de lo esperado.

Los resultados de la regresión que tiene en cuenta tanto la dirección de la sorpresa como el estado de la actividad económica (modelo [3.15]) se muestran en la tabla 3.22. La estimación del modelo se realiza a través de un sistema de ecuaciones para los seis sectores y el total del mercado siguiendo la metodología de los modelos de regresión aparentemente no relacionados (SUR o *Seemingly Unrelated Regression*), que permiten estimar los coeficientes teniendo en cuenta la presencia de heteroscedasticidad y correlación contemporánea entre los términos de error.

Observando los resultados de esta prueba para el día de anuncio, los rendimientos de todos los sectores reaccionan de forma positiva y significativa ante tasas de inflación superiores a lo esperado en etapas de recesión económica (+,  $L$ ), con la excepción del sector 4-NM, lo que significa que una tasa de inflación no esperada positiva lleva a obtener rendimientos anormales también positivos. Según la interpretación de la hipótesis de finanzas del comportamiento, un *shock* inflacionista positivo en etapas recesivas se considera como una “buena noticia”, puesto que puede anunciar la entrada en una fase de recuperación de la economía (*Behavioural Finance Hypothesis*, HBF).

Siguiendo en el día de evento, las sorpresas negativas en etapas de crecimiento económico medio/alto (-,  $NL$ ) ofrecen significación estadística en el caso del sector 1, “Petróleo y Energía”, sector 2-C, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, sector 3, “Bienes de Consumo” y del total del mercado bursátil analizado conjuntamente, siendo además el coeficiente que presentan de signo positivo, por lo que la inflación no esperada negativa supone rendimientos anormales positivos. La interpretación económica de este resultado viene a decir que en periodos de elevado crecimiento económico, los rendimientos anormales tienden a ser positivos cuando la inflación se sitúa por debajo del nivel esperado, ya que este tipo de anuncios puede suponer un enfriamiento de la economía que será interpretado como una “buena noticia” en periodos de posible “sobrecalentamiento” de la economía (HBF).

**Tabla 3.22.-** Test de dependencia del estado de la economía y la dirección de la sorpresa

(-2, -1) hace referencia a los dos días anteriores al anuncio, (0) muestra el día de evento y (+1, +2) refleja los dos días posteriores al anuncio. Distinguimos entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en distintos estados de la economía NL recoge periodos no recesivos de la economía L representa etapas recesivas de actividad económica. La muestra comprende desde Febrero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot D_{Ht}^+ \cdot \pi_t^u + \beta_{j2} \cdot D_{NHt}^+ \cdot \pi_t^u + \beta_{j3} \cdot D_{Ht}^- \cdot \pi_t^u + \beta_{j4} \cdot D_{NHt}^- \cdot \pi_t^u + u_{jt}$$

# Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva y negativa es igual en épocas de actividad económica media/alta que en periodos de recesión económica. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup> p < 0.10, <sup>b</sup> p < 0.05, <sup>c</sup> p < 0.01

(-2, -1)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
+, NL	0.3975 (1.0603)	0.8607 <sup>a</sup> (1.8048)	0.9716 <sup>b</sup> (2.0596)	0.5730 (1.4666)	-0.0260 (-0.0518)	0.4974 (1.5915)	0.6398 (0.9281)	0.5629 <sup>a</sup> (1.6705)
+, L	0.4177 (0.4942)	0.2479 (0.2305)	0.0889 (0.0836)	-0.2091 (-0.2374)	0.8145 (0.7200)	1.3290 <sup>a</sup> (1.8862)	1.1081 (0.7130)	0.6140 (0.8082)
-, NL	0.2214 (0.6072)	-0.2562 (-0.5523)	-0.2834 (-0.6178)	0.0137 (0.0361)	-0.8954 <sup>a</sup> (-1.8348)	0.0572 (0.1880)	-0.0006 (-0.0008)	-0.1207 (-0.3683)
-, L	0.1039 (0.1959)	-0.4993 (-0.7399)	0.2627 (0.3936)	0.2076 (0.3755)	0.1893 (0.2665)	0.1791 (0.4049)	0.1569 (0.1608)	0.0516 (0.1083)
R <sup>2</sup> Aj.	-0.0076	0.0042	0.0053	-0.0042	0.0023	0.0040	-0.0076	0.0001
Wald #	0.3369	5.3865	5.2721	1.8398	4.1721	3.8902	0.9481	3.4697
(0)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
+, NL	0.1822 (0.3381)	0.0660 (0.1071)	0.8861 (1.4818)	0.1214 (0.2397)	-0.3430 (-0.5274)	0.1843 (0.4471)	1.0431 (1.0428)	0.2265 (0.5277)
+, L	3.2416 <sup>c</sup> (2.5881)	2.6600 <sup>a</sup> (1.8588)	2.9269 <sup>b</sup> (2.1062)	3.8226 <sup>c</sup> (3.2486)	0.1268 (0.0839)	3.2937 <sup>c</sup> (3.4380)	4.0920 <sup>a</sup> (1.7603)	2.9993 <sup>c</sup> (3.0069)
-, NL	1.1781 <sup>b</sup> (2.1786)	0.4416 (0.7148)	1.2388 <sup>b</sup> (2.0647)	0.9256 <sup>a</sup> (1.8219)	0.8008 (1.2271)	0.5723 (1.3909)	0.1196 (0.1192)	0.7163 <sup>a</sup> (1.6633)
-, L	-0.8879 (-1.1291)	0.0275 (0.0306)	0.3745 (0.4293)	-0.9423 (-1.2756)	0.2001 (0.2109)	-0.1278 (-0.2125)	-2.0396 (-1.3975)	-0.3322 (-0.5305)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0480	-0.0018	0.0208	0.0624	-0.0094	0.0474	0.0153	0.0402
Wald	11.601 <sup>c</sup>	3.3431	2.9543	15.040 <sup>c</sup>	2.2252	11.4608 <sup>c</sup>	6.7694 <sup>a</sup>	9.9037 <sup>b</sup>
(+1, +2)	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
+, NL	-0.5735 (-1.4865)	-0.3797 (-0.7769)	-0.6752 (-1.4542)	-0.7260 <sup>a</sup> (-1.8542)	-0.0017 (-0.0032)	-0.3852 (-1.3159)	0.2750 (0.3883)	-0.4233 (-1.2819)
+, L	1.2314 (1.3945)	0.0447 (0.0400)	-1.0588 (-0.9963)	0.5552 (0.6194)	0.8750 (0.7416)	-0.0747 (-0.1115)	0.3880 (0.2393)	0.1548 (0.2049)
-, NL	0.5685 (1.4906)	0.7604 (1.5740)	0.4284 (0.9333)	1.0405 <sup>c</sup> (2.6878)	0.0623 (0.1222)	0.3539 (1.2229)	1.5664 <sup>b</sup> (2.2371)	0.5906 <sup>a</sup> (1.8092)
-, L	0.0317 (0.0572)	-0.3670 (-0.5227)	0.3817 (0.5721)	-0.6517 (-1.1582)	0.5286 (0.7136)	0.0281 (0.0668)	-1.2384 (-1.2167)	-0.1178 (-0.2482)
R <sup>2</sup> Aj.	0.0119	0.0017	0.0044	0.0353	-0.0085	0.0017	0.0108	0.0084
Wald	8.3714 <sup>b</sup>	4.5971	5.6223	17.250 <sup>c</sup>	0.8881	4.6619	6.8928 <sup>a</sup>	7.0684 <sup>a</sup>

Hay que resaltar, de nuevo, los elevados valores de los coeficientes R<sup>2</sup> que muestran las pruebas realizadas en el día de anuncio, por lo que podemos suponer que los rendimientos sectoriales responden ante los anuncios de inflación y de forma significativa fundamentalmente ese mismo día de evento.

En el resto de la ventana de evento, si nos centramos en los dos días anteriores al anuncio, observamos que los rendimientos sectoriales muestran respuestas no significativas ante la tasa de inflación anunciada en todos los escenarios posibles, con la excepción que supone el sector 2-C, sector 2-NC y el total del mercado bursátil que muestran respuestas positivas y significativas ante tasas de inflación superiores a la esperada en periodos de crecimiento medio/alto (+, NL), el sector 5, que exhibe una respuesta positiva y significativa ante sorpresas positivas de inflación en recesión (+, L)

y, finalmente, el sector 4-NM que muestra una respuesta negativa y significativa en el escenario (-, *NL*).

El resultado que encontramos en la mayoría de escenarios durante los días previos al anuncio (coeficientes no significativamente distintos de cero) nos revela que, en general, los anuncios de inflación no afectan a los rendimientos sectoriales días antes de producirse el evento analizado, es decir, que el dato de inflación no se filtra al mercado antes de hacerse público.

En los dos días posteriores al evento, observamos como los coeficientes que acompañan a la inflación, en general, no son significativamente distintos de cero. Sin embargo, en etapas no recesivas ante sorpresas positivas de inflación (+, *NL*), el sector 3, “Bienes de Consumo”, muestra una respuesta negativa y significativa. Este resultado sigue siendo consistente con la BFH. Para este sector, una inflación que se sitúa por encima de lo esperado se interpreta como una “mala noticia”, evidenciando un posible sobrecalentamiento de la economía. Además, las sorpresas negativas de inflación suponen rendimientos anormales significativamente positivos en etapas de crecimiento económico medio/alto (-, *NL*), en el caso de los sectores 3, “Bienes de Consumo”, y 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, así como para el total del mercado bursátil. Estas sorpresas negativas de inflación son acogidas como “buenas noticias” en etapas de mayor crecimiento, ya que consiguen enfriar una economía posiblemente “sobrecalentada” (BFH).

Como primera conclusión importante podemos afirmar que esta prueba nos permite comprobar que la respuesta de los rendimientos sectoriales ante anuncios no esperados de inflación dependerá no sólo de la dirección del cambio, sino también del estado de la economía en el que nos encontremos.

Además, las “malas noticias” (tasas de inflación por encima de lo esperado) son las que muestran un mayor impacto sobre los rendimientos sectoriales, tanto por nivel de significación como por cuantía de coeficientes, en toda la ventana de evento. Sin embargo, según la hipótesis de finanzas del comportamiento (BFH), las sorpresas negativas (tasa de inflación inferior a la esperada) las podríamos denominar “malas noticias” en etapas de recesión y “buenas noticias” en épocas de crecimiento económico considerable.

Si nos fijamos en los días previos al evento, el test de *Wald* muestra que no podemos rechazar la hipótesis de que los rendimientos de cada sector responden de la misma forma ante los *shocks* inflacionistas, con independencia del escenario en el que

nos encontremos. Sin embargo, en el día de anuncio y en los dos días posteriores, prácticamente todos los sectores presentan respuestas significativamente distintas en función del estado de la economía y de la dirección del cambio no anticipado.<sup>68</sup>

### **6.5. Principales resultados y su relación con la capacidad de absorción de la inflación**

Una vez concluido el análisis de la respuesta de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación controlando por varios factores, como son el cambio de metodología en la elaboración del IPC, la dirección de las sorpresas de inflación y el estado de la economía, en este apartado tratamos de obtener unas conclusiones generales. La tabla 3.23 pretende sintetizar toda la información obtenida.

En general, podemos afirmar que obtenemos evidencia de la existencia de diferencias en la respuesta de los rendimientos de los distintos sectores ante sorpresas inflacionistas, las cuáles dependen de la dirección de dichas sorpresas y del estado de la economía. En los apartados anteriores hemos centrado la explicación de los resultados obtenidos en la *Behavioural Finance Hypothesis* (BFH). A continuación, incorporamos como posible explicación a la respuesta de los rendimientos sectoriales frente a anuncios de inflación la capacidad de las empresas de cada sector para repercutir a precios las sorpresas inflacionistas, aportando un valor añadido a los estudios realizados hasta ahora (*Flow-Through Hypothesis*, FTH).

En lo que se refiere a la capacidad de absorción de la inflación sectorial, nos basamos en la estimación realizada en el capítulo anterior para establecer una clasificación de los diferentes sectores de mayor a menor habilidad para trasladar a los precios de sus productos y/o servicios cualquier *shock* inflacionista (ver tabla 3.24). Según la FTH, aquellos sectores con mayor capacidad *flow-through* podrían mostrar rendimientos anormales nulos ante anuncios de inflación o, incluso, positivos, ya que muestran una elevada capacidad para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas. Así, la parte no esperada del anuncio de inflación puede no ser una mala noticia o, al menos, no tan mala como para el resto de sectores. En el caso de los sectores con una menor capacidad de absorción de la inflación, los rendimientos anormales deberían ser negativos ante sorpresas inflacionistas positivas.

---

<sup>68</sup> Los resultados son similares en el caso de controlar por la estacionalidad diaria de los rendimientos bursátiles. De nuevo, el hecho de que la tasa de inflación se haya anunciado al final de la semana parece tener efectos negativos sobre los rendimientos sectoriales en los dos días anteriores al anuncio de inflación.



**Tabla 3.23.-** Resumen de los principales resultados

	2 días antes			Día anuncio			2 días después		
	Coef.	Significat.	Resto	Coef.	Significat.	Resto	Coef.	Significat.	Resto
	Sectores	Signo	Signo	Sectores	Signo	Signo	Sectores	Signo	Signo
INF	1, 2-NC, 2-C, 5, T	+	( $\approx$ +)	1, 2-NC, 2-C, T	+	( $\approx$ +)	---	---	(+/-)
INFNE	1, 2-NC, 5, T	+	( $\approx$ +)	1, 2-NC, 2-C, T	+	( $\approx$ +)	---	---	(+/-)
INFNE	2-NC, 2-C, 5, T	+	(+)	6	+	( $\approx$ +)	1, 2-C, 3, 5, T	-	( $\approx$ -)
• Controlando por INFNE:									
INFNE	2-NC, 2-C, T	+	(+)	6	+	( $\approx$ +)	1, 2-C, 3, 5, T	-	(-)
• Controlando por cambio de metodología en elaboración IPC (enero 2002):									
INFNE antes	2-NC, 2C, 4-NM, 5, T	+	(+)	4-NM, 6	-/+	( $\approx$ -)	1, 2-NC, 2-C, 3, 5, T	-	( $\approx$ -)
INFNE después	---	---	(+/-)	---	---	(+)	---	---	( $\approx$ -)
antes $\neq$ después	---			---			---		
• Controlando por dirección de la noticia:									
INFNE POS	2-NC, 2-C, 5, T	+	(+)	2-C	+	( $\approx$ +)	---	---	( $\approx$ -)
INFNE NEG	---	---	(+/-)	2-C	+	( $\approx$ +)	---	---	(+)
POS $\neq$ NEG	2-NC, 2-C, T			6			1, 2-C, 3, 5, T		
• Controlando por dirección y persistencia:									
INFNE POS	2-NC, 2-C, 5, T	+	(+)	1, 2-C, 3, 5, 6, T	+	( $\approx$ +)	---	---	(+/-)
INFNE NEG	---	---	( $\approx$ +)	1, 2-C, 3	+	( $\approx$ +)	---	---	( $\approx$ +)
INFNE POS2	---	---	( $\approx$ -)	1, 3, 5, 6, T	-	( $\approx$ -)	1	-	( $\approx$ -)
INFNE NEG2	---	---	( $\approx$ -)	3	-	( $\approx$ -)	---	---	( $\approx$ +)
POS $\neq$ NEG	2-NC			6			---		
POS2 $\neq$ NEG2	---			6			1		
• Controlando por estado economía:									
INFNE alta (H)	2-NC, 2-C	+	(+)	1, 3, 5, T	-	( $\approx$ -)	1, 2-NC, 3, T	-	(-)
INFNE media (M)	---	---	(+)	---	---	(+/-)	1, 2-C, 3, 5, 6, T	-	(-)
INFNE baja (L)	---	---	( $\approx$ +)	1, 3, 5, 6, T	+	( $\approx$ +)	---	---	(+/-)
H $\neq$ M $\neq$ L	---			1, 3, 5, T			3		
• Controlando por estado economía (2):									
INFNE no baja (NL)	2-NC, 2-C, T	+	(+)	---	---	( $\approx$ -)	1, 2-NC, 2-C, 3, 5, T	-	( $\approx$ -)
INFNE baja (L)	---	---	( $\approx$ +)	1, 3, 5, 6, T	+	( $\approx$ +)	---	---	(+/-)
NL $\neq$ L	---			1, 3, 5, 6, T			1, 3, 6		
• Controlando por dirección y estado economía:									
INFNE   (+, NL)	2-NC, 2-C, T	+	( $\approx$ +)	---	---	( $\approx$ +)	3	-	(-)
INFNE   (+, L)	5	+	( $\approx$ +)	1, 2-NC, 2-C, 3, 5, 6, T	+	(+)	---	---	( $\approx$ +)
INFNE   (-, NL)	4-NM	-	(+/-)	1, 2-C, 3, T	+	(+)	3, 6, T	+	(+)
INFNE   (-, L)	---	---	( $\approx$ +)	---	---	(+/-)	---	---	(+/-)
+NL $\neq$ +L $\neq$ -NL $\neq$ -L	---			1, 3, 5, 6, T			1, 3, 6, T		

**Tabla 3.24.-** Clasificación de los sectores por “capacidad de absorción de la inflación”

S1, S2-NC..., ST denota el sector 1, sector 2 “no construcción” ..., sector 6 y el total del mercado bursátil

	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S4-M	S5	S6
<b>Capacidad</b>	5.6457 <sup>c</sup>	1.9477	-2.0293	0.5848	-0.0641	6.0377	8.1448 <sup>c</sup>	8.4640
<b>Ranking</b>	4°	5°	8°	6°	7°	3°	2°	1°

Si nos centramos en el componente no esperado de la inflación y controlamos por dirección de las noticias y estado de la economía, observamos que en los días previos al anuncio tan solo los sectores 2-NC, 2-C y 5 presentan respuestas significativas estadísticamente ante *shocks* en la noticia de inflación, así como el total del mercado bursátil (T), lo que indica que los resultados de trabajos que analizan la totalidad de un mercado pueden estar sesgados, porque las respuestas se centren en tan solo tres sectores, comportándose como un mercado eficiente para el resto de sectores. A pesar de la baja capacidad de absorción de la inflación que muestran los sectores 2-NC y 2-C (tabla 3.24), este resultado puede ser debido a que la capacidad *flow-through* de las empresas depende, en cierta forma, del ciclo económico en el que nos encontremos; por ello, en etapas expansivas, con una capacidad de absorción de la inflación tradicionalmente mayor, las sorpresas de inflación no afectan de forma negativa a los rendimientos sectoriales (FTH). Desde el punto de vista de la eficiencia, este resultado podría implicar que el mercado dispone de información en los días anteriores al anuncio de inflación y descuenta dicha noticia antes de que se haga pública.

En el mismo día de evento, la mayor parte de los sectores (fundamentalmente el sector 1, 3, 5, 6 y el total del mercado bursátil) muestran unos rendimientos significativamente positivos ante tasas de inflación inferiores a la esperada en periodos de crecimiento medio/alto (-, *NL*) y también frente a tasas de inflación superiores a la esperada en recesión (+, *L*). Estas noticias de inflación en los dos escenarios especificados pueden ser consideradas como “buenas noticias” según la BFH y tendrán como resultado unos rendimientos sectoriales positivos. Desde el punto de vista de la teoría de la capacidad *flow-through*, esos rendimientos significativos y positivos pueden ser explicados por la fuerte capacidad de absorción de la inflación, en el caso de los sectores 5, “Servicios Financieros e Inmobiliarios”, y 6, “Tecnología y Telecomunicaciones”, fundamentalmente, así como el sector 1, “Petróleo y Energía”, aunque no en el caso del sector 3, “Bienes de Consumo”. Finalmente, el hecho de que en el día de evento muchos sectores presenten coeficientes significativos ante anuncios

de inflación, supone que dicho anuncio incorpora información relevante para el mercado y, por tanto, el mercado bursátil español parece ser eficiente. Sin embargo, no hay que olvidar que algunos sectores parecen adelantar la noticia de inflación, lo que incorpora cierta ineficiencia al mercado.

Finalmente, en los días posteriores al anuncio de inflación, observamos que los sectores 1, 2-NC, 3, 5 y el total del mercado muestran rendimientos anormales negativos ante sorpresas de inflación, principalmente cuando la tasa de inflación se sitúa por encima de su nivel esperado en etapas de crecimiento medio/alto. Este resultado se puede explicar por el hecho de que una sorpresa de inflación positiva en un contexto de crecimiento económico puede estar sobrecalentando la economía y llevar al colapso de la misma, lo que supone una “mala noticia” y, por tanto, se materializa en unos rendimientos anormales negativos (BFH). Según la teoría de la capacidad de absorción de la inflación se podría justificar que los sectores 5 y 6 presentaran rendimientos anormales nulos o positivos, ya que muestran una elevada habilidad para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas. Sin embargo, observamos como el sector 5, “Servicios Financieros e Inmobiliarios”, exhibe unos rendimientos anormales negativos, no explicados por la teoría de la capacidad de absorción. Por otro lado, sectores como el 2-NC y el 3, con una baja capacidad *flow-through*, muestran unos rendimientos anormales con el signo esperado. El hecho de que días después del anuncio de inflación haya aún rendimientos sectoriales (fundamentalmente de los sectores 1 y 3) que responden frente a las noticias de inflación puede ser un indicador de falta de eficiencia al producirse un retardo en la incorporación precisa de la nueva información en los precios.

Si nos basamos únicamente en la capacidad de absorción de la inflación, podemos afirmar que los sectores que se caracterizan por presentar una mayor habilidad para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas, sectores 5 y 6, no suelen presentar rendimientos anormales negativos, resultado consistente con la FTH. Además, en aquellos casos en los que aparecen rendimientos anormales negativos, éstos pueden ser explicados por la BFH.

En el caso de los sectores con baja capacidad de absorción de la inflación, fundamentalmente el sector 2-C, sector 3 y sector 4-NM, estos sí que muestran unos rendimientos que dependen en gran medida del tipo de noticia que se recibe, exhibiendo rendimientos anormales negativos en determinados escenarios que podrían ser explicados por el mayor impacto que estas noticias tienen sobre un sector con una baja capacidad de absorción de la inflación.

Para concluir, destacamos que la respuesta exhibida por cada sector es significativamente distinta en función de la dirección de las noticias de inflación y la etapa del ciclo económico, fundamentalmente en el análisis del día de anuncio y los días posteriores. Además, hemos observado que las “buenas noticias” de inflación tienen sus efectos fundamentalmente en el mismo día de evento, mientras que las “malas noticias” afectan principalmente en los dos días siguientes al momento en el que se produce el anuncio de inflación. Esta evidencia sugiere que el mercado bursátil español es eficiente, ya que el anuncio de inflación afecta a los rendimientos sectoriales fundamentalmente el día de evento, aunque observamos cierta ineficiencia, ya que algunos rendimientos se adelantan al anuncio de inflación mientras que otros responden en los días posteriores al evento analizado.

### **7. Otros factores explicativos: tipos de interés, prima de riesgo y expectativas de crecimiento**

En este apartado tratamos de encontrar las razones que justifican la respuesta diferencial observada en el análisis previo de los rendimientos bursátiles ante anuncios de la tasa de inflación en función de la dirección del cambio y del estado de la actividad económica en el caso español. En este sentido, Boyd et al. (2005) analizan el aparente comportamiento extraño de los rendimientos bursátiles ante anuncios de la tasa de desempleo. Se apoyan en el trabajo teórico de Campbell y Mei (1993) que propone tres factores fundamentales que determinan los precios de los activos: el tipo de interés libre de riesgo, la tasa de crecimiento esperado de las ganancias empresariales y de los dividendos, y finalmente la prima de riesgo de las acciones. Defienden que si los anuncios de desempleo afectan a los precios de las acciones, debe ser consecuencia de que contienen información sobre una o más de estas variables primarias.

En la justificación teórica de su análisis utiliza el modelo de descuento de dividendos, en su versión simplificada de Gordon:

$$P = \frac{D \cdot (1 + g)}{r + h - g} \quad [3.16]$$

siendo  $P$  el precio del título o cartera,  $D$  el dividendo del último período,  $r$  el tipo de interés libre de riesgo a largo plazo,  $g$  la tasa de crecimiento esperada (que supone que es constante) y  $h$  la prima de riesgo que los inversores exigen a la hora de adquirir un determinado activo o cartera.

Si denotamos con  $u$  al componente no esperado del anuncio de la tasa de desempleo (o de inflación en nuestro caso), el cambio porcentual en el precio del título en respuesta a un cambio no esperado en la tasa de inflación vendrá recogido por la siguiente expresión:

$$\frac{(dP/P)}{du} \approx - \left[ \frac{P}{D} \right] \left[ \frac{dr}{du} + \frac{dh}{du} - \frac{dg}{du} \right] \quad [3.17]$$

es decir, dependerá de la respuesta de cada componente al anuncio no esperado ( $u$ ).

Para contrastar si la respuesta de los precios ante el anuncio refleja que éste aporta información sobre los tipos de interés futuros, analizan el impacto de dicho anuncio en el precio de los bonos. La respuesta del precio de los bonos y las acciones debería ser la misma. En caso contrario, el precio de las acciones dependerá también de los otros dos factores. A continuación analizan el poder explicativo de los anuncios de desempleo en los cambios del Índice de Producción Industrial (IPI),<sup>69</sup> utilizado como *proxy* de las expectativas de crecimiento, y posteriormente en el diferencial de tipos entre los bonos BBB y AAA como *proxy* de la prima de riesgo de las acciones.

De esta forma, en este apartado intentamos analizar si el comportamiento diferencial observado de los rendimientos bursátiles en función de la dirección del cambio y del estado de la actividad económica viene explicado por la reacción de alguno de los componentes fundamentales de los movimientos en los precios de los activos. En este sentido, ampliamos el modelo propuesto por Boyd et al. (2005) al considerar no sólo el estado de la economía, sino también la dirección de la noticia.

**Tabla 3.25.-** Respuesta significativa de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación el día de evento (teniendo en cuenta la dirección de las sorpresas y el estado de la economía) y comportamiento esperado de los factores explicativos

	S1	S2-NC	S2-C	S3	S4-NM	S5	S6	ST
+, NL	----	----	----	----	----	----	----	----
+, L	POS ↓r, ↓h y ↑g	POS ↓r, ↓h y ↑g	POS ↓r, ↓h y ↑g	POS ↓r, ↓h y ↑g	----	POS ↓r, ↓h y ↑g	POS ↓r, ↓h y ↑g	POS ↓r, ↓h y ↑g
-, NL	POS ↓r, ↓h y ↑g	----	POS ↓r, ↓h y ↑g	POS ↓r, ↓h y ↑g	----	----	----	POS ↓r, ↓h y ↑g
-, L	----	----	----	----	----	----	----	----

En nuestro caso, partiendo de las respuestas significativas que encontramos en los rendimientos sectoriales (POS, positiva, o NEG, negativa) el día de anuncio en función del signo de los *shocks* inflacionistas y el estado de la economía, el

<sup>69</sup> En este punto, buscamos otras *proxies* alternativas de las expectativas de crecimiento, ya que el IPI lo hemos utilizado para crear la variable “estado de la economía”, siguiendo la metodología de McQueen y Roley (1993).

comportamiento esperado de los factores explicativos debería ser el recogido en la tabla 3.25. Además, todos esos movimientos significativos de los rendimientos sectoriales se analizarán teniendo en cuenta la capacidad de absorción de la inflación de las empresas de cada sector.

### 7.1. Respuesta del tipo de interés libre de riesgo

El análisis de la existencia de un efecto *Fisher* es objeto de una amplia y controvertida literatura. Este efecto supone que los tipos de interés nominales incorporan en su totalidad las expectativas de inflación siendo los tipos de interés reales constantes a lo largo del tiempo. Estos trabajos se centran en dos componentes de los tipos de interés nominales, los tipos de interés reales y la prima de inflación. No obstante, es frecuente distinguir cinco componentes de los tipos de interés nominales: primero, el tipo de interés real esperado; segundo, la expectativa de inflación; tercero, la prima de riesgo no esperada de los tipos reales, que recoge la incertidumbre sobre las variaciones futuras de los tipos reales y que depende de la volatilidad del precio del bono; cuarto, la prima de inflación no esperada; y quinto, otras primas de riesgo como primas de liquidez, sesgo fiscal, sesgo del cupón, etc.

La postura mayoritaria en la literatura empírica sobre el efecto *Fisher* sugiere su existencia aunque de forma parcial y a largo plazo. De esta forma, no sería adecuado suponer que un *shock* inflacionista se traslada inmediatamente y de forma total a los tipos de interés nominales.

Los rendimientos de la deuda del Estado a distintos plazos se suelen utilizar como *proxies* del tipo de interés libre de riesgo. Estos activos se suponen libres de riesgo de insolvencia y de la máxima liquidez.

Para el caso español no disponemos de series de rendimientos de deuda del Estado para plazos cortos con periodicidad diaria. Por otro lado, la negociación de activos de deuda del Estado para plazos próximos a tres meses en el mercado secundario, tanto en operaciones simples al contado como en operaciones dobles, no es suficientemente líquida para extraer tipos de interés diarios fiables. Por este motivo optamos por una solución alternativa homogénea que aplicamos a todos los plazos.

A partir de estimaciones diarias de la estructura temporal de tipos de interés (ETTI),<sup>70</sup> que a su vez se obtienen a partir de todos los activos de deuda del Estado negociados durante el día, extraemos los tipos al contado a 3 meses, 1 año y 10 años. Esta aproximación de los tipos de interés libres de riesgo permite eliminar posibles incidencias de aspectos idiosincrásicos de los activos con plazo próximo al buscado, ya que los tipos al contado representan en cierta forma un promedio de los TIR de todos los títulos negociados.

A partir de los tipos al contado diarios para los distintos plazos obtenemos los precios de títulos teóricos de deuda del Estado, en concreto de letras a 3 meses y de bonos al resto de plazos.<sup>71</sup> Estos precios estimados permiten calcular los rendimientos.

El modelo que proponemos analiza, por tanto, la respuesta de los rendimientos en precios de los títulos de deuda del Estado, libres de riesgo, en función del estado de la economía y de la dirección de las sorpresas de inflación, por lo que al modelo utilizado por Boyd et al. (2005) le incorporamos el signo de la sorpresa:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{NL}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_2 \cdot D_L^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_3 \cdot D_{NL}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_4 \cdot D_L^- \cdot |\pi_t^u| + u_t \quad [3.18]$$

donde  $r$  es el rendimiento en precios de la deuda del Estado que se utiliza como *proxy* del tipo de interés libre de riesgo para el plazo de 3 meses, 1 año y 10 años.<sup>72</sup>

Los resultados obtenidos aparecen en la tabla 3.26. Se observa como los anuncios de la tasa de inflación no tienen un efecto estadísticamente significativo en los precios de la deuda a ningún plazo. Además, el test de *Wald* no establece como significativa la diferencia de respuesta en los cuatro estados considerados. El poder explicativo del componente no anticipado de la inflación es muy bajo en los tres casos.

En cuanto a la relación entre inflación no esperada y rendimientos en precios de la deuda, las sorpresas de inflación, en general, no afectan de forma significativa a los rendimientos en la deuda a los distintos plazos. Únicamente en el escenario  $(+, L)$ , las sorpresas positivas de inflación (inflación total superior a la esperada) suponen rendimientos positivos de la deuda del Estado a plazo de 10 años, movimiento que se observaba en la mayoría de los rendimientos sectoriales analizados. Además, esto

<sup>70</sup> Se estima por Nelson y Siegel (1987), ponderando por la inversa de la duración de cada título. Para más detalle, ver <http://www.uclm.es/area/aef/WebEttis.htm>. Se agradecen las aportaciones que en este punto ha efectuado Antonio Díaz Pérez.

<sup>71</sup> En el cálculo del precio de los bonos suponemos ETTI plana, por lo que el tipo de interés al contado coincide con el TIR, y un cupón anual constante del 7% (aproximadamente el cupón medio del periodo para todos los bonos negociados).

<sup>72</sup> Notar que el comportamiento observado en los rendimientos en precios de la deuda del Estado se puede comparar directamente con el rendimiento sectorial estimado, pero su comportamiento es inverso al que seguiría el tipo de interés libre de riesgo.

supone una disminución en el tipo de interés libre de riesgo (ya que está relacionado de forma inversa con los rendimientos en precios de la deuda del Estado), comportamiento esperado para poder explicar los rendimientos anormales positivos en la mayoría de sectores en dicho escenario (ver tabla 3.25).

Esto implica que los anuncios de inflación no esperada, en general, no originan movimientos en los rendimientos de la deuda del Estado, siendo este resultado distinto al observado en los rendimientos de las acciones.<sup>73</sup>

**Tabla 3.26.-** Respuesta de los rendimientos de deuda del estado dependiendo del estado de la economía y la dirección de las sorpresas

Respuesta de los rendimientos en precios de deuda del estado (**R3M**, **R1A** y **R10A** a 3 meses, 1 año y 10 años) a anuncios no esperados en la tasa de inflación, distinguiendo entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en distintos estados de la economía, el día de anuncio. La muestra comprende desde Enero de 1993 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado por MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White):

$$r_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{NL}^+ \cdot \pi_t^u + \beta_2 \cdot D_L^+ \cdot \pi_t^u + \beta_3 \cdot D_{NL}^- \cdot \pi_t^u + \beta_4 \cdot D_L^- \cdot \pi_t^u + u_t$$

# Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva/negativa es igual en épocas no recesivas que de baja actividad económica. Exhibimos los *t*-statistics entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

	<b>R3M</b>	<b>R1A</b>	<b>R10A</b>
<b>+, NL</b>	-0.0126 (-0.5864)	0.0134 (0.4342)	0.0779 (-0.5049)
<b>+, L</b>	0.0169 (0.1884)	0.0394 (0.2808)	0.9248 <sup>a</sup> (1.8149)
<b>-, NL</b>	-0.0255 (-1.0136)	0.0422 (0.6698)	-0.1838 (-0.3449)
<b>-, L</b>	0.0102 (0.3053)	0.0393 (1.0342)	0.4199 (1.2480)
<b>R<sup>2</sup> Aj.</b>	-0.0236	-0.0198	-0.0050
<b>Test de Wald #</b>	2.1587	0.5068	3.3540

Con todo lo anterior, la respuesta de los tipos de interés a la llegada de información sobre inflación parece seguir un comportamiento bastante diferente del observado para los rendimientos sectoriales de las acciones en la mayoría de los casos. Por tanto, la parte no esperada de los anuncios en la tasa de inflación debe contener información relevante sobre los otros dos factores, prima de riesgo de las acciones y expectativas de la tasa de crecimiento de los dividendos empresariales, los cuáles no afectan al precio de los bonos y podrían afectar a los precios de las acciones.

## 7.2. Respuesta de la prima de riesgo de las acciones

La literatura utiliza varias alternativas para aproximar la variable “prima de riesgo” dado que ésta no es observable directamente. La primera de ellas consiste en

<sup>73</sup> Esta misma prueba se ha realizado utilizando los rendimientos anormales de la deuda del Estado y los resultados no varían, destacando únicamente que los rendimientos a un plazo de tres meses responden positivamente y de forma significativa ante sorpresas positivas en etapas de recesión.



una medida de la volatilidad del precio del activo. Supone que los participantes del mercado conocen la volatilidad futura de los activos y utilizan la varianza de los rendimientos de los activos durante un número determinado de días posteriores al anuncio.

Otra alternativa se basa en el *spread* entre el TIR de los bonos calificados BBB y el de los bonos AAA. En ocasiones, el TIR de los bonos AAA es sustituido por el TIR de los bonos del Tesoro. Este diferencial refleja el riesgo de insolvencia en el mercado de bonos y se utiliza como *proxy* de la prima de riesgo de las acciones (Chen et al., 1986, Bernanke y Blinder, 1992 y Ewing et al., 2003).

La escasa negociación de la renta fija privada, en el caso español, y el reducido número de emisiones con *rating* BBB limita la existencia de índices diarios. En este trabajo construimos una medida del riesgo de insolvencia que consiste en el diferencial entre la renta fija privada y la deuda del Estado. A partir de datos diarios de negociación del mercado AIAF, calculamos el TIR promedio de todas las emisiones de bonos y obligaciones negociadas en el día. En la elaboración de este promedio no se incluyen las emisiones bonificadas y las de ciertas cajas de ahorro que se negocian durante periodos amplios de tiempo a un TIR constante. La escasa liquidez de la mayor parte de emisiones implica que las características de los bonos negociados, cupón, plazo, *rating*, etc., pueden variar considerablemente de un día a otro. Para suavizar estas distorsiones aplicamos sobre el TIR promedio diario medias móviles centradas de orden tres.

Por lo que respecta al tipo de interés de la deuda del Estado, utilizamos el TIR a 5 años puesto que éste es el plazo que por término medio tienen las emisiones que diariamente se incluyen en la elaboración del TIR de la renta fija privada.

El modelo que proponemos para estudiar el comportamiento de la prima de riesgo de las acciones frente a cambios no esperados en la tasa de inflación alrededor del día de anuncio distingue entre la dirección de la respuesta, positiva o negativa, y entre etapas no recesivas y las de bajo crecimiento económico. El modelo es el siguiente:

$$\Delta h_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{NL}^+ \cdot |\pi_t''| + \beta_2 \cdot D_L^+ \cdot |\pi_t''| + \beta_3 \cdot D_{NL}^- \cdot |\pi_t''| + \beta_4 \cdot D_L^- \cdot |\pi_t''| + u_t \quad [3.19]$$

siendo  $h$  la prima de riesgo de las acciones aproximada por el cambio en la prima de riesgo de insolvencia (*proxy* de la prima de riesgo de acciones).

Los resultados de la estimación del modelo [3.19] se muestran en la tabla 3.27. Obtenemos evidencia de una relación no significativa estadísticamente entre los

anuncios de inflación y la prima de riesgo de las acciones. En lo que se refiere al signo, en el caso de inflación no esperada positiva en etapas recesivas (+, *L*), el signo positivo del coeficiente estimado implica un aumento de la prima de riesgo y por ende un decremento en precios en base al modelo de descuento de dividendos. Según esto, la relación es completamente opuesta a la encontrada en los rendimientos de las acciones, dado que en este estado se producían rendimientos anormales positivos. Así, este resultado en los rendimientos sectoriales podría estar relacionado con el comportamiento de los inversores que interpretan como una “buena noticia” el hecho de que la tasa de inflación sea superior a la esperada en etapas recesivas, ya que supone la entrada en una fase de mayor crecimiento económico, lo que hará aumentar el rendimiento sectorial (BFH).

**Tabla 3.27.-** Respuesta de la prima de riesgo dependiendo del estado de la economía y la dirección de la sorpresa de inflación

Respuesta de los incrementos de la prima de riesgo ( $\Delta h$ ) a anuncios no esperados en la tasa de inflación, distinguiendo entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en distintos estados de la economía en el día de anuncio. La muestra comprende desde Enero de 1993 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado por MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White):

$$\Delta h_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{NL}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_2 \cdot D_L^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_3 \cdot D_{NL}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_4 \cdot D_L^- \cdot |\pi_t^u| + u_t$$

# Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva/negativa es igual en épocas no recesivas que de baja actividad económica. <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$  Los *t*-statistics se exhiben entre paréntesis

	<b>+, <i>NL</i></b>	<b>+, <i>L</i></b>	<b>-, <i>NL</i></b>	<b>-, <i>L</i></b>	<b>R<sup>2</sup> Aj.</b>	<b>Test de <i>Wald</i> #</b>
$\Delta h$	-2.2471 (-0.4354)	9.4626 (0.9703)	0.5613 (0.0995)	-2.1440 (-0.2416)	-0.0198	1.3891

En la línea de los resultados de Boyd et al. (2005) que evidencian que los cambios en el *spread* o diferencial son significativamente mayores en etapas recesivas, nuestra prueba teniendo en cuenta el nivel de actividad económica y la dirección de la sorpresa muestra el mismo efecto, apareciendo coeficientes de mayor magnitud y nivel de significación estadística (aunque sin llegar a alcanzarla) en períodos de baja actividad económica ante sorpresas positivas de inflación.

Es importante destacar que, como afirman algunos autores, la no existencia de relación entre ambas variables objeto de estudio puede ser debido a la dificultad por recoger una medida válida de la prima de riesgo de las acciones.

Según Docking y Koch (2005), la respuesta de los rendimientos de los activos vendrá determinada por la evolución que siga la prima de riesgo en cada uno de los estados de la economía. Los inversores percibirán un mayor riesgo asumido en determinadas situaciones y exigirán una prima de riesgo de acciones mayor, lo que hará

que, según el modelo de descuento de dividendos, el precio de los títulos del sector caiga. De esta forma, en el apartado siguiente analizamos el efecto que el último factor explicativo considerado provoca en el precio y el efecto neto de los tres factores.

### 7.3. Respuesta de las expectativas de crecimiento

Al igual que en el caso de la prima de riesgo de las acciones, la literatura documenta la dificultad de obtener una medida adecuada de las expectativas de crecimiento de los dividendos. Boyd et al. (2005) proponen como *proxy* la tasa de crecimiento del Índice de Producción Industrial (IPI) partiendo de la hipótesis de que los inversores en acciones son agentes racionales, es decir, que estudian los datos y hacen buenos pronósticos, por lo que la verdadera relación entre el anuncio de la tasa de inflación no esperada y el crecimiento de los dividendos, que en realidad viene determinada en gran medida por la capacidad de absorción de la inflación, se puede analizar utilizando la tasa de crecimiento del IPI como aproximación mensual a la tasa de crecimiento de los dividendos empresariales.

En nuestro estudio no utilizamos esta variable, ya que se emplea en la construcción del “estado de la economía” en el análisis del presente capítulo, así como del siguiente. Se sustituye por una variable alternativa de frecuencia mensual que consideramos como una buena *proxy* de las expectativas de crecimiento. Se trata del Índice de Actividad Económica elaborado por el Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA).<sup>74</sup> Según la propia definición que da la entidad, se trata de un indicador sintético que agrega cerca de 40 series de actividad, expectativas, gasto, empleo, construcción e inversión relativas a la economía española. Está estandarizado con media cero y desviación típica unitaria, por lo que se puede interpretar que valores positivos son coherentes con un estado de la economía de crecimiento superior al que pudiera considerarse como tendencial o promedio. Es por ello que se trata, en cierta medida, de un indicador “cualitativo” que trata de valorar la fase en la que se encuentra el ciclo económico y la cercanía o no de cambios de tendencia más que cuantificar su nivel.

Con este análisis pretendemos contrastar si la relación entre crecimiento de dividendos e inflación es significativamente diferente en etapas de contracción y de crecimiento medio/alto de la economía. Si es así, esto debería reflejarse en la formación de expectativas de los inversores que suponemos que tienen expectativas racionales. El modelo propuesto es el siguiente:

---

<sup>74</sup> Agradecemos la gestión y el envío de los datos a Ana Rubio (BBVA).

$$g_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{NL}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_2 \cdot D_L^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_3 \cdot D_{NL}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_4 \cdot D_L^- \cdot |\pi_t^u| + u_t \quad [3.20]$$

siendo  $g$  la variación o el incremento de los dividendos empresariales, aproximada a través de la variación en el Índice de Actividad Económica, la cual según algunos autores (Leibowitz et al., 1989) depende en gran medida de la capacidad de absorción de la inflación que tengan las empresas del sector ( $\lambda$ ):

$$g = g_0 + \gamma \cdot r + \lambda \cdot \pi \quad [3.21]$$

Siguiendo a Boyd et al. (2005), estudiamos la relación entre las expectativas de crecimiento de los dividendos el día de anuncio y uno, dos y tres meses después del mismo. Los resultados del contraste aparecen en la tabla 3.28.

Los resultados muestran total consistencia en cuanto al signo y la cuantía de los coeficientes estimados, e incluso parecen seguir una pauta de comportamiento clara, al variar el número de meses siguientes al anuncio. Además, la mayoría de coeficientes son significativos estadísticamente. Este comportamiento se concreta en una relación claramente inversa entre el incremento en el Índice de Actividad Económica (IAE) actual y con uno, dos y tres meses de adelanto y las sorpresas de inflación en fases de crecimiento medio/alto, (+,  $NL$ ) y (-,  $NL$ ), mientras que evidenciamos una relación directa entre las expectativas de crecimiento y los *shocks* inflacionistas en fases de recesión económica, (+,  $L$ ) y (-,  $L$ ).

**Tabla 3.28.-** Respuesta de la tasa de crecimiento del Índice de Actividad Económica dependiendo del estado de la economía y la dirección de las noticias de inflación

Respuesta de la tasa de crecimiento del IAE (Índice de Actividad Económica) a anuncios no esperados en la tasa de inflación, distinguiendo entre tasas de inflación por encima de lo esperado (+) y tasas por debajo de lo anticipado (-) y en distintos estados de la economía **IAE+1**, **IAE+2**, **IAE+3** representa la tasa de crecimiento del índice de actividad mencionado para uno, dos y tres meses siguientes al anuncio. La muestra comprende desde Enero de 1990 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado por MCO con errores consistentes con heteroscedasticidad y autocorrelación (White):

$$g_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{NL}^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_2 \cdot D_L^+ \cdot |\pi_t^u| + \beta_3 \cdot D_{NL}^- \cdot |\pi_t^u| + \beta_4 \cdot D_L^- \cdot |\pi_t^u| + u_t$$

# Con esta prueba contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña a la tasa de inflación positiva/negativa es igual en épocas de recesión que de media/alta actividad económica. Exhibimos los  $t$ -statistics entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

	+, $NL$	+, $L$	-, $NL$	-, $L$	$R^2$ Aj.	Test de Wald #
<b>IAE</b>	-18.251 <sup>b</sup> (-2.4754)	40.178 <sup>c</sup> (3.8496)	-31.956 <sup>c</sup> (-3.6917)	40.583 <sup>c</sup> (3.2676)	0.1960	58.541 <sup>c</sup>
<b>IAE +1</b>	-13.611 <sup>a</sup> (-1.8896)	69.357 <sup>c</sup> (3.0072)	-16.785 <sup>b</sup> (-2.5216)	43.874 <sup>c</sup> (2.7483)	0.1779	27.127 <sup>c</sup>
<b>IAE +2</b>	-24.605 <sup>c</sup> (-2.7986)	48.981 <sup>a</sup> (1.8283)	-16.842 <sup>a</sup> (-1.6603)	36.570 <sup>c</sup> (2.9057)	0.1558	26.384 <sup>c</sup>
<b>IAE +3</b>	-17.640 <sup>b</sup> (-2.5384)	70.534 <sup>b</sup> (2.5280)	-6.9319 (-0.4646)	34.630 <sup>c</sup> (3.2164)	0.1394	28.784 <sup>c</sup>

Estos resultados son consistentes con lo esperado *a priori*, ya que es lógico pensar que en fases de crecimiento las expectativas de los agentes económicos suponen que dicho crecimiento económico se va a ir frenando en los siguientes meses. Sin embargo, si la economía se encuentra en una fase de recesión, los agentes esperan que la economía se recupere, por lo que las expectativas de crecimiento son elevadas, ya que suponemos que la economía se mueve siguiendo un proceso cíclico.

Recordamos que en etapas de crecimiento económico medio/alto, las sorpresas negativas de inflación (-, *NL*) suponían rendimientos anormales positivos en varios sectores, es decir, una tasa de inflación inferior a la esperada en etapas de crecimiento medio/alto se considera una “buena noticia”, ya que supone un distanciamiento de una posible situación de sobrecalentamiento de la economía, comportamiento explicado perfectamente por las expectativas de los agentes económicos que acabamos de comprobar. Además, los rendimientos anormales positivos ante sorpresas positivas de inflación en recesión económica (+, *L*) que muestran la mayoría de sectores también vendrían explicados por el comportamiento de las expectativas de crecimiento, que en un contexto recesivo son mayores, ya que los agentes esperan que el ciclo económico comience a cambiar. Por tanto, el resultado que acabamos de comentar contribuye a explicar completamente el comportamiento significativo estadísticamente mostrado por los rendimientos sectoriales en los escenarios especificados.

Boyd et al. (2005) encuentran que los coeficientes que acompañan a la tasa de inflación son más pequeños en valor absoluto en expansión que en etapas de más baja actividad económica. Esto sugiere que los inversores estarían revisando sus expectativas de crecimiento de los dividendos ante sorpresas en la tasa de inflación de forma mucho más fuerte en etapas recesivas que en expansivas. En nuestro estudio encontramos evidencia en ese sentido, ya que todos los coeficientes son más elevados en valor absoluto durante etapas recesivas.

Por último, la realización de los contrastes con el test de *Wald* confirma que en todos los casos las respuestas de las expectativas de crecimiento son significativamente distintas en función de la dirección del cambio no esperado en la tasa de inflación, así como del nivel de actividad económica.

## 8. Resumen y conclusiones

En esta parte del trabajo realizamos un análisis sectorial del mercado español con el propósito de ir más allá de lo realizado hasta ahora en la literatura, analizando una posible respuesta diferente ante sorpresas en la tasa de inflación dependiendo del sector de actividad. Así, junto al contexto en el que se desarrolla el evento, incorporamos como posible explicación a la respuesta de los rendimientos sectoriales frente a anuncios de inflación la capacidad de las empresas de cada sector para repercutir a precios las sorpresas inflacionistas (*Flow-Through Hypothesis*, FTH). Obtenemos evidencia de que la respuesta de los rendimientos sectoriales ante el componente no anticipado de los anuncios de tasas de inflación depende de la dirección del cambio y del estado de la economía (*Behavioural Finance Hypothesis*, BFH). Además, la intensidad de la respuesta depende del sector de actividad.

Otra contribución de nuestro trabajo es la de tratar de explicar la respuesta de los rendimientos sectoriales a los anuncios de inflación en función de la respuesta exhibida por tres factores fundamentales considerados por la literatura como causantes de los movimientos en los precios de los activos, según el modelo de descuento de dividendos (DDM). Estos tres factores son el tipo de interés libre de riesgo, las expectativas de crecimiento de los dividendos empresariales y la prima de riesgo de las acciones.

Obtenemos dos resultados que, en parte, estarían en línea con los aportados por la literatura para otros anuncios macroeconómicos sobre los rendimientos bursátiles de otros mercados. En primer lugar, los anuncios de tasas de inflación superiores a las esperadas, teóricamente “malas noticias”, en etapas recesivas de la economía son los que tienen una mayor repercusión y significatividad estadística en el caso español. Además, estas sorpresas positivas son realmente “buenas noticias”, rendimientos anormales positivos, en etapas de recesión económica, ya que pueden ser interpretadas por la mayoría de sectores como el inicio de una fase de recuperación económica, asociada con una mayor capacidad de absorción de la inflación de las empresas.

En segundo lugar, los rendimientos de varios sectores reaccionan de forma positiva y significativa ante sorpresas negativas en etapas de fuerte crecimiento, es decir, que una tasa de inflación inferior a la esperada que, en principio, es una buena noticia, se confirma como tal en este escenario, ya que muestra el hecho de que la economía se distancie de una posible situación de colapso, lo que supone unos rendimientos anormales positivos.

Además, las “buenas noticias” de inflación parecen tener sus efectos en el mismo día de evento, mientras que las “malas noticias” afectan fundamentalmente en los dos días siguientes al momento en el que se produce el anuncio de inflación, es decir, sus efectos se ven retrasados en el tiempo.

Profundizando en los resultados obtenidos, podemos afirmar que en los días previos al anuncio encontramos muy pocos rendimientos anormales significativamente distintos de cero. Únicamente el sector 2, “no construcción” y “construcción”, se caracteriza por mostrar unos rendimientos anormales positivos fundamentalmente en etapas de crecimiento económico medio/alto y ante tasas de inflación superiores a la esperada. La *behavioural finance hypothesis* (BFH) no permite explicar este resultado, pero debido a la baja capacidad de absorción de la inflación que muestran estos sectores, el comportamiento observado parece que tampoco se puede explicar a partir de la hipótesis *flow-through* (FTH). Sin embargo, este resultado puede ser debido a que la capacidad de absorción de la inflación de las empresas depende del ciclo económico, por lo que en periodos de expansión, dicha capacidad *flow-through* será mayor. En términos de eficiencia, unos pocos sectores reaccionan ante anuncios de inflación en los días previos a producirse el evento, ya que encontramos algunas respuestas significativas.

En el día de anuncio, gran parte de los sectores (1, 3, 5, 6 y total del mercado bursátil) presentan rendimientos anormales significativos y positivos fundamentalmente en dos escenarios: ante sorpresas negativas de inflación (tasas de inflación inferiores a la anticipada) en etapas de crecimiento medio/alto (-, *NL*) y frente a tasas de inflación superiores a la esperada en recesión (+, *L*). Según la *behavioural finance hypothesis*, ambas noticias son percibidas por los agentes económicos como “buenas noticias”, por lo que supondrán rendimientos sectoriales positivos (BFH). La elevada capacidad de absorción de la inflación que exhiben los sectores 5 y 6 nos ayuda a explicar en mayor medida el resultado obtenido. Por último, la gran cantidad de rendimientos sectoriales significativos que encontramos el día del anuncio de inflación evidencia que dicho evento incorpora información relevante para el mercado, por lo que podemos aceptar la hipótesis de eficiencia del mercado bursátil español frente a anuncios de inflación.

Por último, en los días siguientes al anuncio unos pocos rendimientos sectoriales exhiben respuestas significativas y negativas, fundamentalmente ante tasas de inflación superiores a la esperada en etapas no recesivas (+, *NL*). La “mala noticia” que supone un sobrecalentamiento de la economía nos permite explicar el resultado obtenido

(BFH). Además, la baja capacidad de absorción de la inflación que presentan algunos sectores (2-NC y 3) corrobora el resultado alcanzado (FTH). Finalmente, el hecho de que algunos rendimientos sectoriales sigan respondiendo ante anuncios de inflación en los días posteriores indica una cierta ineficiencia del mercado bursátil español, al menos para esos sectores.

Por tanto, nuestros resultados sugieren que el mercado bursátil español es eficiente, ya que el anuncio de inflación afecta a los rendimientos sectoriales fundamentalmente el día de evento, aunque observamos cierta ineficiencia, ya que determinadas respuestas de los rendimientos sectoriales se adelantan al anuncio de inflación mientras que otros rendimientos responden en los días posteriores al evento analizado.

En la segunda parte de nuestro análisis tratamos de estudiar los factores últimos que se encuentran detrás de este comportamiento diferencial en función de la dirección de la noticia y del estado de la economía. El modelo de descuento de dividendos sirve de marco teórico para analizar los componentes fundamentales del precio de las acciones: el tipo de interés libre de riesgo, las expectativas de crecimiento de las ganancias empresariales y la prima de riesgo de las acciones.

De esta forma, observamos que ni el tipo de interés libre de riesgo ni la prima de riesgo muestran unos resultados significativos. Sin embargo, el análisis del otro componente del precio de las acciones, las expectativas de crecimiento de las ganancias empresariales, muestra resultados completamente consistentes con el comportamiento de los rendimientos sectoriales ante los anuncios de inflación, ya que para los estados de la naturaleza en los que aparecen coeficientes significativos en los rendimientos sectoriales, esta variable permite explicar correctamente dichos rendimientos sectoriales anormales encontrados.

Como futuras líneas de investigación nos planteamos la posibilidad de utilizar otro tipo de modelos para determinar el estado de la economía. Entre ellos destacamos los *Markov-Switching models* y *threshold models* o modelos de umbral, utilizados ampliamente en la literatura macroeconómica (Hess, 2003, Ferrara, 2003, Moolman, 2004, Hondroyiannis y Papapetrou, 2006, y Jensen y Liu, 2006).





## **CAPÍTULO 4. Inflación subyacente y *spread* respecto a la inflación europea**

### **1. Introducción**

Como aportación a la literatura que hemos revisado en el capítulo precedente, intentamos explicar la diferente respuesta de los rendimientos de los activos correspondientes a los distintos sectores de la economía española ante anuncios de inflación incorporando dos factores que entendemos que son importantes en las decisiones de política económica y que, en principio, deberían explicar en cierta medida la relación existente entre los rendimientos de los activos y la tasa de inflación desde una perspectiva de estudio de eventos (c/p) y desde otra más a largo plazo.

Estos dos factores que proponemos son, por un lado, la inflación subyacente, que se mide a través del IPC (Índice de Precios al Consumo) sin tener en cuenta los alimentos no elaborados ni los productos energéticos, y el diferencial entre el IPCA (Índice de Precios al Consumo Armonizado) de España y de la UE (Unión Europea o zona euro), que nos permitirá conocer en qué medida el nivel de precios en nuestro país se separa del nivel alcanzado en Europa. Además, esta última variable es importante, ya que tiene implicaciones fundamentales en la economía en general.

Nuestro análisis pretende estudiar si esa inflación subyacente o el diferencial propuesto afecta a todos los sectores por igual y en qué medida. Asumimos que en el anuncio del dato de inflación no sólo es importante si sube o baja la tasa de inflación interanual, sino también si nos estamos distanciando o no de Europa.

### **2. Revisión de la literatura**

La importancia de las dos variables en las que nos centramos, la inflación subyacente y el diferencial entre el IPCA de España y de la UE, se apunta en varios trabajos recientes que las utilizan para realizar una serie de análisis muy variados.

El papel cada vez más destacable del objetivo de estabilidad de precios así como la introducción de objetivos de niveles de precios explícitos por parte de muchos bancos centrales ha estimulado la investigación sobre la construcción de medidas de inflación fiables y, principalmente, de indicadores de inflación subyacente o *core inflation*, así como de indicadores armonizados, es decir, homogéneos en todos los países de la zona euro para poder ser comparados.

Algunos ejemplos de este tipo de investigaciones los encontramos en Cristadoro et al. (2005), que proponen un nuevo indicador de inflación subyacente para la zona

euro, eliminando de los cambios mensuales en precios aquella parte que procede de la volatilidad a corto plazo, aspectos idiosincrásicos y errores de medida. Hahn (2002) estima la inflación subyacente en la zona euro a través de medias de una aproximación VAR (vector autorregresivo) estructural. Según el autor, el IPCA puede convertirse, a veces, en un indicador engañoso para la política monetaria en la zona euro. En la misma línea, Vega y Wynne (2003), dada la importancia de la inflación subyacente en las acciones de política monetaria, evalúan un número de medidas de inflación subyacente construidas con datos de la zona euro. Además, se centran en medidas derivadas del IPCA, ya que el Banco Central Europeo ha marcado su objetivo de estabilidad de precios en términos de este índice por ser la única medida comparable a través de todos los estados miembros. Otros trabajos que proponen medidas de este tipo para estimar la inflación subyacente son, por ejemplo, los de Cogley (2002) y Bagliano y Morana (2003). En el caso español, mediante ejercicios de simulación, López-Salido et al. (2005) analizan cuáles son los determinantes clave del diferencial de precios existente entre España y el resto de la UE.

Fuera de la UE, otros trabajos destacables son los de Hogan et al. (2001) y Bauer et al. (2004). Estos últimos analizan la composición de la inflación en USA a lo largo del tiempo, lo que les permite examinar el descenso sufrido por la inflación subyacente en los años 2002-2003 y encontrar exactamente qué componentes han sido los causantes de dicha reducción. Peach et al. (2004) estudian la distancia cada vez mayor que existe entre el nivel de precios creciente de los servicios y el nivel de precios más estable de los bienes. Para ello utilizan la inflación subyacente en ambos casos, excluyendo del análisis los precios de los alimentos no elaborados y los productos energéticos.

Finalmente, en el trabajo de Cecchetti y Wynne (2003) se vuelve a destacar la importancia del IPCA a la hora de definir la estrategia de política monetaria y el objetivo de estabilidad de precios del Banco Central Europeo.

Todos estos ejemplos apoyan la decisión de incluir las dos variables propuestas para analizar la respuesta de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación, destacando la contribución que se hace a la literatura, con la incorporación del diferencial de inflación entre la zona euro y España como factor explicativo primordial. Además, proponemos separar la tasa de inflación total en dos componentes, la inflación subyacente y el resto o inflación “no subyacente”.

### **3. Índice de Precios al Consumo Armonizado (IPCA): Unión Europea y España**

El Índice de Precios de Consumo Armonizado (IPCA) es un indicador estadístico cuyo objetivo es proporcionar una medida común de la inflación que permita realizar comparaciones entre los países de la Unión Europea (UE), y entre éstos y otros países que no pertenecen a la UE. Por ello, se utilizó para examinar el cumplimiento que en esta materia exigía el Tratado de Maastrich para la entrada en la Unión Monetaria Europea.

#### **3.1. Proceso de armonización del IPCA**

El proceso de armonización comenzó a fraguarse en 1995 con un primer objetivo, que no era otro que definir las fases que llevarían hacia el IPCA y plasmarlo en un documento legal que hiciera este proceso de obligado cumplimiento. Se aprueba así el Reglamento del Consejo 2494/95 de octubre de 1995 en el que se definen claramente las dos fases de que va a constar el proceso:

La primera fase se desarrolló durante 1996 y establecía el cálculo de los Índices de Precios de Consumo Transitorios (IPCT), basados en los IPC de cada uno de los países miembros de la Unión Europea.

La segunda contempla la construcción de los Índices de Precios de Consumo Armonizados (IPCA), como resultado de homogeneizar los aspectos metodológicos más importantes de cada uno de los Índices de Precios de Consumo, para hacerlos comparables.

Durante el período de implantación transitoria se fueron realizando las modificaciones y ajustes necesarios sobre los IPC nacionales, hasta conseguir un índice con unas características esenciales comunes a todos los países. El primer índice de esta fase es el correspondiente a enero de 1997 y se hace público el día 7 de marzo. Desde entonces, se publica mensualmente el IPCA correspondiente al mes anterior.

#### **3.2. Características técnicas del IPCA**

Los aspectos técnicos más significativos de este IPCA son los siguientes. En lo que se refiere a la “cobertura”, el IPCA de cada país cubre las parcelas que superan el uno por mil del total de gasto de la cesta de compra nacional. En cada Estado Miembro fue necesario realizar ajustes particulares para conseguir la comparabilidad deseada mediante inclusiones o exclusiones de partidas de consumo.

En este sentido quedaron excluidas del IPCA, en un principio, partidas cuyas características hacían difícil su armonización, debido a que los Estados Miembros

utilizaban metodologías no comparables en su cálculo. Entre estas parcelas se encontraban los “Medicamentos y productos farmacéuticos” y los “Servicios Médicos”, los “Servicios Hospitalarios”, la “Enseñanza reglada” y los “Servicios de Protección Social”. Tras varios años de estudio se fueron incluyendo sucesivamente estas parcelas de manera armonizada.

Desde el índice de enero de 2001, la única diferencia entre el IPCA y el IPC nacional español en cuanto a la cobertura de bienes y servicios, se refiere al tratamiento de los “seguros” y la compra de “automóviles usados”; mientras que el IPC nacional considera el gasto total realizado por los hogares españoles en estas partidas, el IPCA excluye del mismo las indemnizaciones recibidas por el hogar, en el caso de los seguros, y las transacciones entre hogares, en la compra de automóviles usados. Esto supone que la ponderación total eliminada de la estructura del IPCA español se sitúa en torno al tres por ciento.

En cuanto a la cobertura geográfica y de población, se armonizó en todos los Estados Miembros en el índice de enero de 2000. A partir de ese año, el IPCA cubre el gasto de toda la población, tanto hogares ricos como pobres, urbanos como rurales, que vivan en hogares particulares o colectivos. Además se incluye el gasto de los visitantes extranjeros y se excluye el realizado por los españoles fuera de nuestras fronteras, exceptuando el gasto realizado por motivo de negocios.

Como resultado de este cambio de la cobertura de población, la ponderación total añadida respecto a la estructura del IPC nacional se sitúa en torno al ocho por ciento.

El “período de referencia” para todos los IPCA es el año 1996, es decir, la media de los doce índices mensuales de este año es igual a 100.

Para calcular el índice correspondiente al período  $t$  se utiliza un índice de Laspeyres encadenado, que consiste en referir los precios del periodo corriente a los precios del año inmediatamente anterior y permite que la actualización de las ponderaciones no cause una ruptura en las series del IPC. La formulación es la siguiente:

$${}_{(t-1)}I_G^{mt} = \sum {}_{(t-1)}W_i * {}_{(t-1)}I_i^{mt} \quad [4.1]$$

donde  ${}_{(t-1)}I_G^{mt}$  es el índice general en el mes  $m$  del año  $t$ , referido al año  $t-1$ ,  ${}_{(t-1)}W_i$  es la ponderación del componente  $i$ , referida al año  $t-1$  y  ${}_{(t-1)}I_i^{mt}$  es el índice del componente  $i$  en el mes  $m$  del año  $t$ , referido al año  $t-1$ .

Básicamente, el proceso de cálculo es el mismo que el de un Laspeyres: se calculan medias ponderadas de los índices de los artículos que componen cada una de las agregaciones funcionales para las cuales se obtienen índices y se comparan con los calculados el mes anterior. En este caso las ponderaciones utilizadas no permanecen fijas durante el período de vigencia del sistema.

La ponderación de un artículo  ${}_{(t-1)}W_i$  representa la proporción del gasto efectuado en ese artículo respecto al gasto total efectuado por los hogares. La estructura de ponderaciones se revisará anualmente; en esta revisión además se estudiará la conveniencia o no de ampliar la composición de la cobertura de productos así como la posibilidad de modificar alguno de los tratamientos empleados en el cálculo del índice.

En la tabla 4.1 se pueden ver las ponderaciones IPCA de los 12 grupos COICOP, desde el año 2002:

**Tabla 4.1.- Ponderaciones IPCA de los grupos COICOP**

Grupos	IPCA español Ponderaciones año 2002	IPCA español Ponderaciones año 2003	IPCA español Ponderaciones año 2004
1. Alimentos y bebidas no alcohólicas	21,45	21,54	22,15
2. Bebidas alcohólicas y tabaco	3,18	3,15	3,12
3. Vestido y calzado	9,81	9,81	9,65
4. Vivienda	10,77	10,45	10,59
5. Menaje	6,21	6,26	6,23
6. Medicina	2,79	2,74	2,66
7. Transporte	15,19	14,97	14,01
8. Comunicaciones	2,51	2,66	2,87
9. Ocio y cultura	6,74	6,85	6,87
10. Enseñanza	1,69	1,63	1,64
11. Hoteles, cafés y restaurantes	14,93	14,88	15,03
12. Otros bienes y servicios	4,72	5,05	5,17
GENERAL	100,00	100,00	100,00

Fuente: INE

#### 4. Índice de precios de consumo europeo e Índice de Precios de Consumo de la Unión Monetaria

Desde la creación de la Unión Monetaria, en marzo de 1998, EUROSTAT (Oficina de Estadística Europea) calcula el Índice de Precios de Consumo de la Unión Monetaria (IPCUM), como una media ponderada de los IPCA de los doce países de la Unión Monetaria (Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Luxemburgo y Portugal). Las ponderaciones de cada país en el cálculo del IPCUM se actualizan todos los años y reflejan el gasto en consumo doméstico privado final (en euros).

Además, EUROSTAT también calcula el Índice de Precios de Consumo de la Unión Europea (IPCUE). Antes de la creación de la Unión Monetaria, este índice se calculaba a partir de los IPCA de los quince países miembros de la Unión Europea. Pero desde que se calcula el IPCUM, el IPCUE se calcula como media ponderada del IPCUM y los IPCA de los países que no forman parte de la Unión Monetaria (Dinamarca, Suecia y el Reino Unido). Las ponderaciones de la eurozona y los otros tres países en el cálculo del IPCUE se actualizan todos los años y reflejan el gasto en consumo nacional privado (en euros). Los valores del consumo privado nacional en la moneda nacional se convierten a la paridad de compra estándar usando las paridades del poder de compra del consumo final.

### **Acciones futuras**

Si bien los IPCA proporcionan la mejor base estadística para hacer comparaciones internacionales de inflación y representan un considerable progreso en la armonización de las metodologías, todavía no se puede hablar de una completa armonización de los índices de precios de consumo. En este sentido se seguirán proponiendo acuerdos técnicos sobre distintos aspectos, entre los que se encuentran, entre otros, el tratamiento de los ajustes de calidad, la homogeneización en la recogida de precios y el tratamiento metodológico de parcelas concretas.

## **5. Datos utilizados**

### **5.1. Inflación subyacente**

La “inflación subyacente” (*core inflation*) se obtiene eliminando del IPC el impacto de los artículos con mayor volatilidad en precios, es decir, eliminando la variación de precios de los productos energéticos y alimentos frescos no elaborados. La inflación subyacente se considera el núcleo estructural de la inflación y marca la tendencia de la misma a medio plazo.

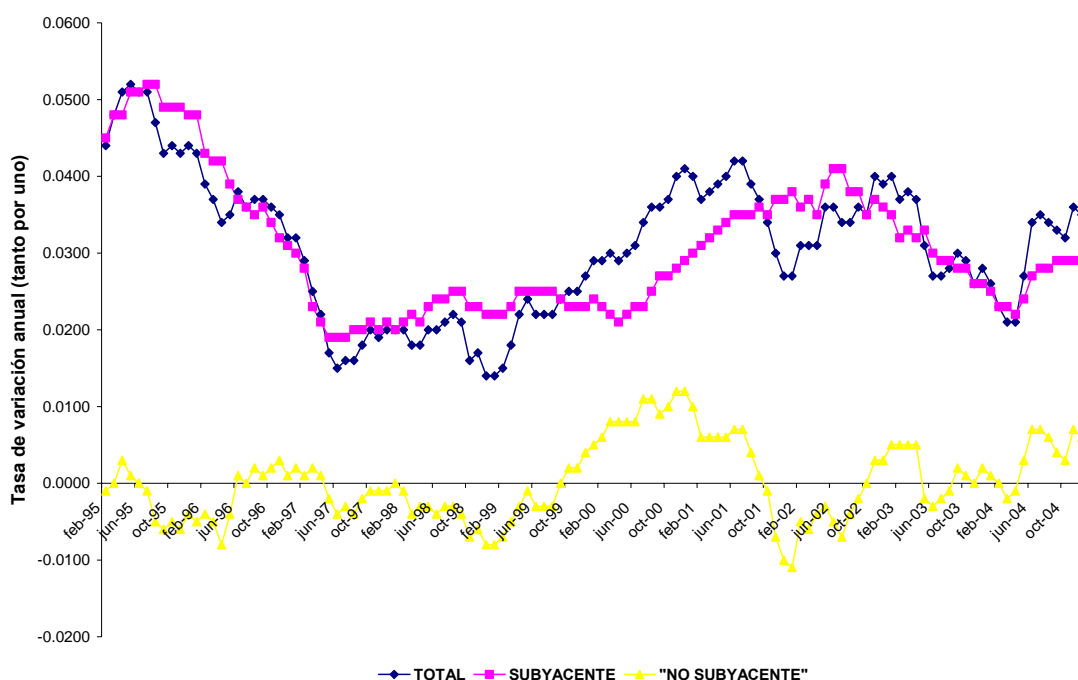
Para analizar la repercusión de los anuncios de inflación sobre los rendimientos sectoriales, partimos de la muestra mensual del dato del Índice de Precios al Consumo “general sin alimentos no elaborados ni productos energéticos”, publicado por el INE siguiendo el mismo esquema de anuncio que el del IPC general. Realizamos un análisis de estudio de eventos similar al del capítulo previo. La muestra comienza en Febrero de 1995, fecha del primer “calendario de disponibilidad de estadísticas coyunturales”, al que hemos tenido acceso, y finaliza en Diciembre de 2004.

En total disponemos de una muestra de 119 anuncios del dato del IPC correspondiente al mes anterior. Como ya expusimos previamente, para eliminar el componente estacional de la serie del IPC utilizamos directamente la tasa de inflación interanual, de tal forma que los posibles elementos estacionales desaparecen, ya que comparamos cada mes con el mismo correspondiente al año previo. La tasa de inflación, por tanto, se obtiene con la siguiente expresión:

$$\pi_t = \frac{IPC_t - IPC_{t-12}}{IPC_{t-12}} \quad [4.2]$$

La evolución de la tasa de inflación total y de sus dos componentes, subyacente y “no subyacente” (entendido éste como la diferencia entre inflación total e inflación subyacente) se muestran en la figura 4.1:

**Figura 4.1.-** Evolución de la tasa de inflación distinguiendo entre componente subyacente y el resto (no subyacente)



Una vez seleccionada la forma de calcular la tasa de inflación, estudiamos la estacionariedad de la serie utilizando los contrastes clásicos: Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y el test KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Los resultados de dichos contrastes se muestran en la tabla 4.2, según la cual podemos concluir que la tasa de inflación subyacente española para el periodo considerado, que se extiende entre Febrero de 1995 y Diciembre de 2004, puede ser considerada una serie I(1), mientras que el componente no subyacente parece ser una serie estacionaria.



**Tabla 4.2.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad de la tasa de inflación subyacente y el componente no subyacente

	ADF	DF	PP	KPSS	<b>Interpretación Conjunta</b>
	-3.487550 <sup>M</sup>	-2.585050 <sup>M</sup>	-3.486551 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.886509 <sup>M</sup>	-1.943612 <sup>M</sup>	-2.886074 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.580163 <sup>M</sup>	-1.614897 <sup>M</sup>	-2.579931 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>Componente subyacente</b>	-2.368698	-0.950663	-1.837238	0.232430	Serie no estacionaria
	-3.487046 <sup>M</sup>	-2.584877 <sup>M</sup>	-3.486551 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.886290 <sup>M</sup>	-1.943587 <sup>M</sup>	-2.886074 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.580046 <sup>M</sup>	-1.614912 <sup>M</sup>	-2.579931 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>Componente no subyacente</b>	-2.671895 <sup>a</sup>	-2.637921 <sup>c</sup>	-2.471353	0.240102	Serie estacionaria (¿?)

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

También mostramos en la tabla 4.3 los principales estadísticos de los dos componentes en que hemos separado la tasa de inflación total española.

**Tabla 4.3.-** Estadísticos descriptivos de la tasa de inflación subyacente y su componente no subyacente

	Componente subyacente	Componente no subyacente
<b>Media</b>	0.030655	0.000311
<b>Mediana</b>	0.029000	0.000000
<b>Máximo</b>	0.052000	0.012000
<b>Mínimo</b>	0.019000	-0.011000
<b>Desv. típica</b>	0.008727	0.005077
<b>Asimetría</b>	0.792093	0.283576
<b>Kurtosis</b>	2.768217	2.466686
<b>Jarque-Bera</b>	12.71004	3.005165
<b>Probab.</b>	0.001738	0.222555
<b>Observac.</b>	119	119

Siguiendo a Ariño y Canela (2002) y a Leiser y Drori (2005), entre otros, suponemos expectativas “miópicas” (visión *naïve*) sobre la inflación,<sup>75</sup> por lo que asumimos que el mejor pronóstico de la tasa de inflación para este mes es el último dato anterior conocido. De esta forma, el cambio total experimentado por la tasa de inflación esperada,  $\Delta E_t(\pi_{t,t+12})$ , se puede expresar así:

$$\Delta E_t(\pi_{t,t+12}) = [E_t(\pi_{t,t+12}) - E_{t-1}(\pi_{t-1,t+11})] = \pi_{t-12,t} - \pi_{t-13,t-1} \quad [4.3]$$

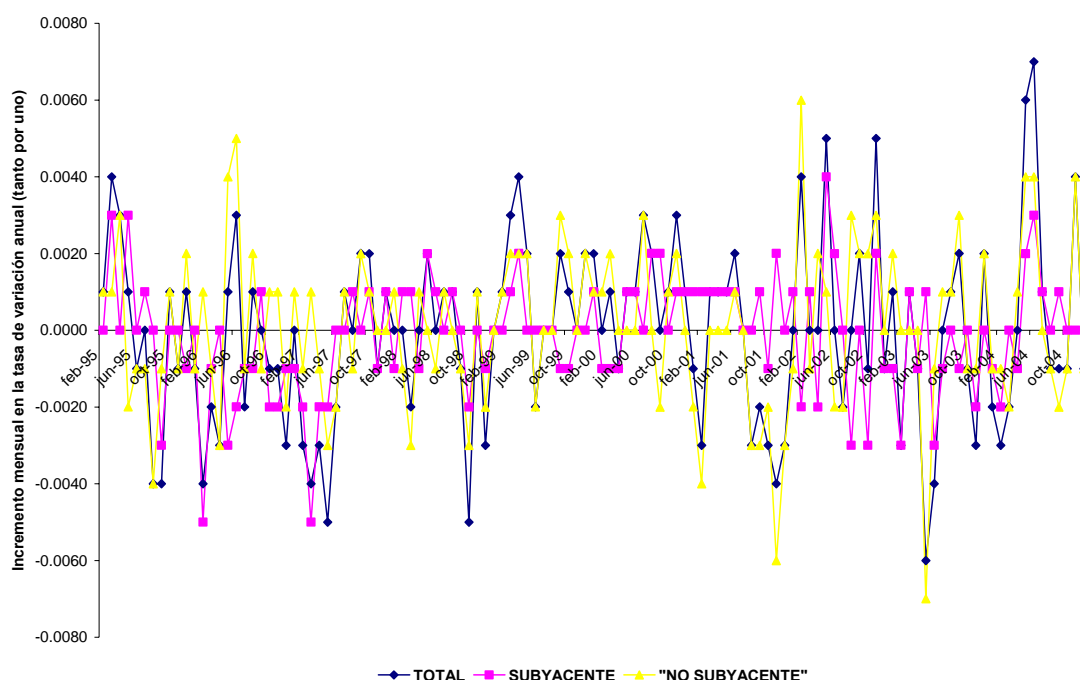
Recordamos que este análisis parte de suponer que la tasa de inflación se puede descomponer en tasa de inflación subyacente y tasa de inflación que denominamos “no subyacente”, por lo que el cambio total en la tasa de inflación esperada se puede expresar como sigue:

$$\Delta E_t(\pi_{t,t+12}) = \Delta E_t(\pi_{t,t+12}^S) + \Delta E_t(\pi_{t,t+12}^{NS}) \quad [4.4]$$

<sup>75</sup> Hipótesis compatible con la no estacionariedad de la serie.

siendo  $\pi_{t,t+12}^S$  la tasa de inflación subyacente y  $\pi_{t,t+12}^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente”. La evolución del incremento en la tasa de inflación, así como su descomposición en incremento subyacente y “no subyacente” se muestran en la siguiente figura:

**Figura 4.2.-** Evolución del cambio en la tasa de inflación esperada, subyacente y “no subyacente”



De esta forma, las series de los cambios en la tasa de inflación total, subyacente y “no subyacente” pasan a ser estacionarias.

## 5.2. *Spread* entre el IPCA español y de la zona euro

Partimos también del dato del IPCA (Índice de Precios al Consumo Armonizado) español y de la zona euro que obtenemos de EUROSTAT (Oficina de Estadística Europea) y que asumimos que se publica el mismo día que lo hace el IPC español.<sup>76</sup>

Coincidiendo con la inflación subyacente, la muestra comprende desde Febrero de 1995 hasta Diciembre de 2004, por lo que disponemos de 119 anuncios del dato del IPCA correspondiente al mes anterior. De nuevo, para eliminar el componente estacional de la serie del IPCA utilizamos directamente la tasa de inflación interanual, de tal forma que los posibles elementos estacionales desaparecen, ya que comparamos

<sup>76</sup> Esta hipótesis es bastante realista, ya que el INE publica el IPC y el IPCA el mismo día.

cada mes con el mismo correspondiente al año previo. La tasa de inflación armonizada para el caso español y para el total de la zona euro se obtiene con la siguiente expresión:

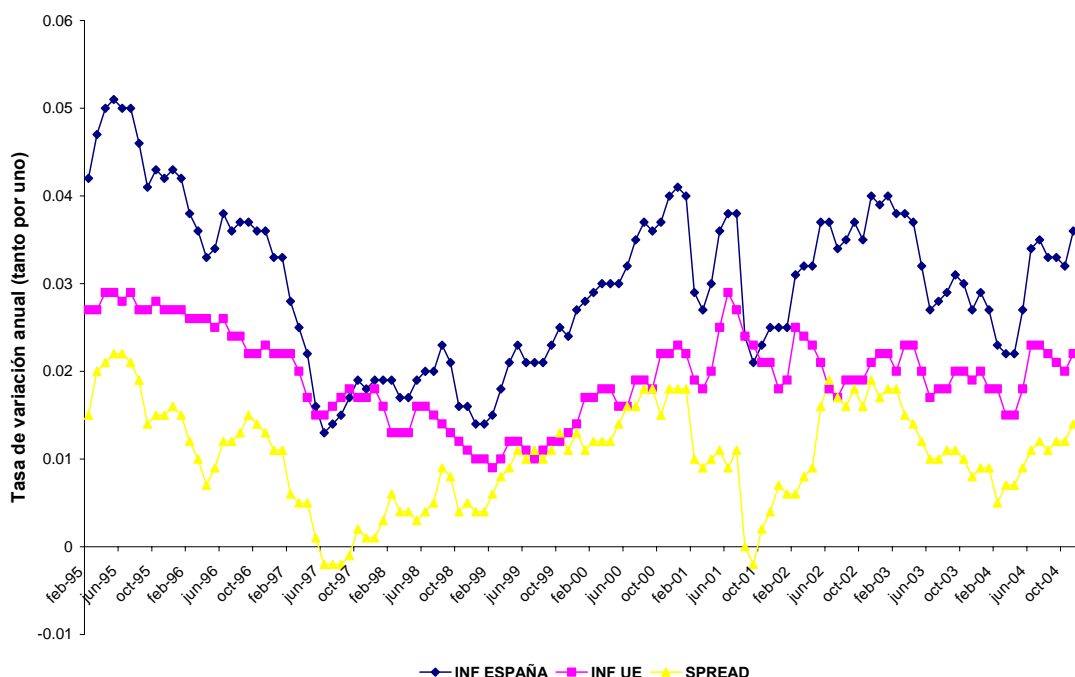
$$\pi_t = \frac{IPCA_t - IPCA_{t-12}}{IPCA_{t-12}} \quad [4.5]$$

También en este caso mostramos gráficamente la tasa de inflación armonizada de España y la zona euro, así como el diferencial o *spread* entre ambas que calculamos de la siguiente forma:

$$E_t(\text{spread}_{t,t+12}) = E_t(\pi_{t,t+12}^E) - E_t(\pi_{t,t+12}^{UE}) \quad [4.6]$$

siendo  $\pi_{t,t+12}^E$  la tasa de inflación armonizada española y  $\pi_{t,t+12}^{UE}$  la tasa de inflación armonizada de la zona euro. Observamos como el diferencial ha sido positivo en casi toda la muestra, evidenciando que la tasa de inflación armonizada en España tradicionalmente se ha situado por encima de la tasa armonizada comunitaria.

**Figura 4.3.-** Evolución de la tasa de inflación obtenida a partir del Índice de Precios al Consumo Armonizado para España y la UE así como del diferencial entre ambas medidas



El estudio de la estacionariedad de la serie *spread* exhibe los siguientes resultados que se recogen en la tabla 4.4. Los contrastes realizados no permiten tomar una conclusión consensuada, ya que según dos de los tests realizados, la serie parece ser estacionaria, mientras que a la luz de los otros dos contrastes, la serie es integrada de orden uno,  $I(1)$ .

**Tabla 4.4.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad del *spread* entre la tasa de inflación armonizada española y la registrada en la zona euro

Test	t-statistic		Interpretación
ADF	-2.336145	-3.486551 <sup>M</sup> -2.886074 <sup>M</sup> -2.579931 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
DF	-2.015950 <sup>b</sup>	-2.584707 <sup>M</sup> -1.943563 <sup>M</sup> -1.614927 <sup>M</sup>	Rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria
PP	-2.501130	-3.486551 <sup>M</sup> -2.886074 <sup>M</sup> -2.579931 <sup>M</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria
KPSS	0.129835	0.7390 <sup>K</sup> 0.4630 <sup>K</sup> 0.3470 <sup>K</sup>	No podemos rechazar la hipótesis nula de estacionariedad

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

La siguiente tabla muestra los principales estadísticos de la tasa de inflación armonizada española, europea y del *spread* entre ambas medidas.

**Tabla 4.5.-** Estadísticos descriptivos de la tasa de inflación armonizada para España y la UE y del *spread* entre ambas medidas

	INF ARMONIZ ESP	INF ARMONIZ UE	<i>SPREAD</i>
Media	0.030034	0.019538	0.010496
Mediana	0.030000	0.019000	0.011000
Máximo	0.051000	0.029000	0.022000
Mínimo	0.013000	0.009000	-0.002000
Desv. típica	0.009128	0.005027	0.005685
Asimetría	0.076231	-0.061586	-0.212600
Kurtosis	2.292046	2.302046	2.534670
Jarque-Bera	2.600363	2.490623	1.970079
Probab.	0.272482	0.287851	0.373425
Observac.	119	119	119

En este análisis, lo que nos interesa es saber la repercusión que tienen los cambios en el diferencial de la inflación española respecto a la tasa exhibida por la zona euro sobre los rendimientos sectoriales. Para ello, asumimos que los agentes económicos tienen expectativas “miópicas”, algo que es bastante realista según muchos estudios realizados, como el de Leiser y Drori (2005). Recordamos, de nuevo, que, asumiendo esta hipótesis, el dato de inflación que esperamos en el periodo siguiente coincide con el que se ha dado este mismo periodo:

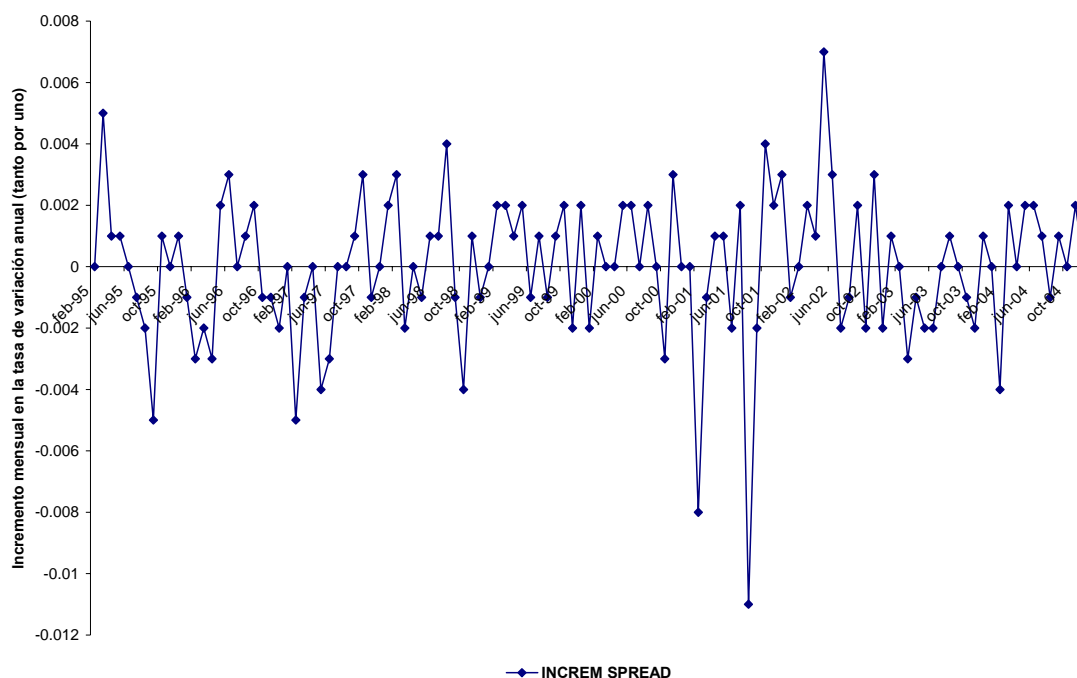
$$E_t(\pi_{t,t+12}) = \pi_{t-12,t} \quad [4.7]$$

Por tanto, podemos expresar el cambio en el diferencial entre la tasa de inflación armonizada de España y la zona euro de la siguiente forma, partiendo de la expresión [4.6]:

$$\Delta E_t(\text{spread}_{t,t+12}) = \Delta E_t(\pi_{t,t+12}^E) - \Delta E_t(\pi_{t,t+12}^{UE}) \quad [4.8]$$

Representamos gráficamente la evolución del cambio en el *spread* entre la inflación española y europea, ambas armonizadas, en la siguiente figura:

**Figura 4.4.-** Evolución del cambio en el *spread* entre inflación española y europea



Con la representación gráfica del incremento en la medida *spread* planteada podemos observar como se trata de una serie estacionaria. Además, podemos suponer que incrementos positivos en el diferencial o *spread* conllevan incrementos superiores en el IPC español respecto al europeo y viceversa.

### 5.3. Rendimientos sectoriales

De la misma forma que el capítulo anterior, centrado también en el análisis del efecto anuncio de inflación, desde Febrero de 1995 a Diciembre de 2004 disponemos de las cotizaciones diarias de las acciones negociadas en el Sistema de Interconexión Bursátil Español.<sup>77</sup> Consideramos todas las empresas que han cotizado en algún momento en el período muestral tratando de evitar un posible sesgo de supervivencia que originaría tener en cuenta únicamente las que aparecen a lo largo de toda la muestra. El uso de datos diarios<sup>78</sup> nos permite aislar, en mayor medida, los efectos de anuncios en la tasa de inflación de cualquier otro anuncio macroeconómico que se produzca durante otro día.

<sup>77</sup> Los precios de los activos han sido ajustados por splits.

<sup>78</sup> Para ver las ventajas de los datos diarios frente a los mensuales, ver McQueen y Roley (1993), Flannery y Protopapadakis (2002) y Adams et al. (2004).

La muestra se compone de 115 empresas que clasificamos en seis sectores, de acuerdo con la nueva clasificación sectorial bursátil vigente desde 2005. La tabla 4.6 nos recuerda el nombre de cada sector y subsector así como el número de empresas que lo integran.

**Tabla 4.6.-** Sectores estudiados en el análisis y número de empresas incluidas en cada uno

Nombre del sector	Nº de empresas	Subsectores
Sector 1: Petróleo y Energía	8	1.1.: Petróleo 1.2.: Electricidad y Gas 1.3.: Agua y otros
Sector 2: Mat. Básicos, Industria y Construcción	30	2.1.: Minerales, Metales y Transformación 2.2.: Fabric. y Montaje Bienes de Equipo 2.3.: Construcción 2.4.: Materiales de Construcción 2.5.: Industria Química 2.6.: Ingeniería y Otros 2.7.: Aeroespacial
Sector 3: Bienes de Consumo	26	3.1.: Alimentación y Bebidas 3.2.: Textil, Vestido y Calzado 3.3.: Papel y Artes Gráficas 3.4.: Automóvil 3.5.: Productos farmacéuticos y Biotecnología 3.6.: Otros Bienes de Consumo
Sector 4: Servicios de Consumo	19	4.1.: Ocio, Turismo y Hostelería 4.2.: Comercio Minorista 4.3.: Medios de Comunicación y Publicidad 4.4.: Transporte y Distribución 4.5.: Autopistas y Aparcamientos 4.6.: Otros Servicios
Sector 5: Servicios Financieros e Inmobiliarios	24	5.1.: Banca 5.2.: Seguros 5.3.: Cartera y Holding 5.4.: SICAV 5.5.: Inmobiliarias y Otros
Sector 6: Tecnología y Telecomunicaciones	8	6.1.: Telecomunicaciones y Otros 6.2.: Electrónica y Software
Total del mercado	115	

Los rendimientos se calculan a partir del precio de cierre del día anterior y el precio de cierre del actual. Así, por tanto, el rendimiento del día de anuncio de la tasa de inflación ( $r_{jt}$ ) se obtiene a partir del precio de cierre del día anterior al anuncio ( $P_{t-1}$ ) y el precio de cierre del día de evento ( $P_t$ ), asumiendo que dichos anuncios se realizan antes de la apertura del mercado continuo de la siguiente forma:

$$r_{jt} = \frac{P_t + D_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad [4.9]$$

siendo  $D_t$  el dividendo repartido en el periodo  $t$ .

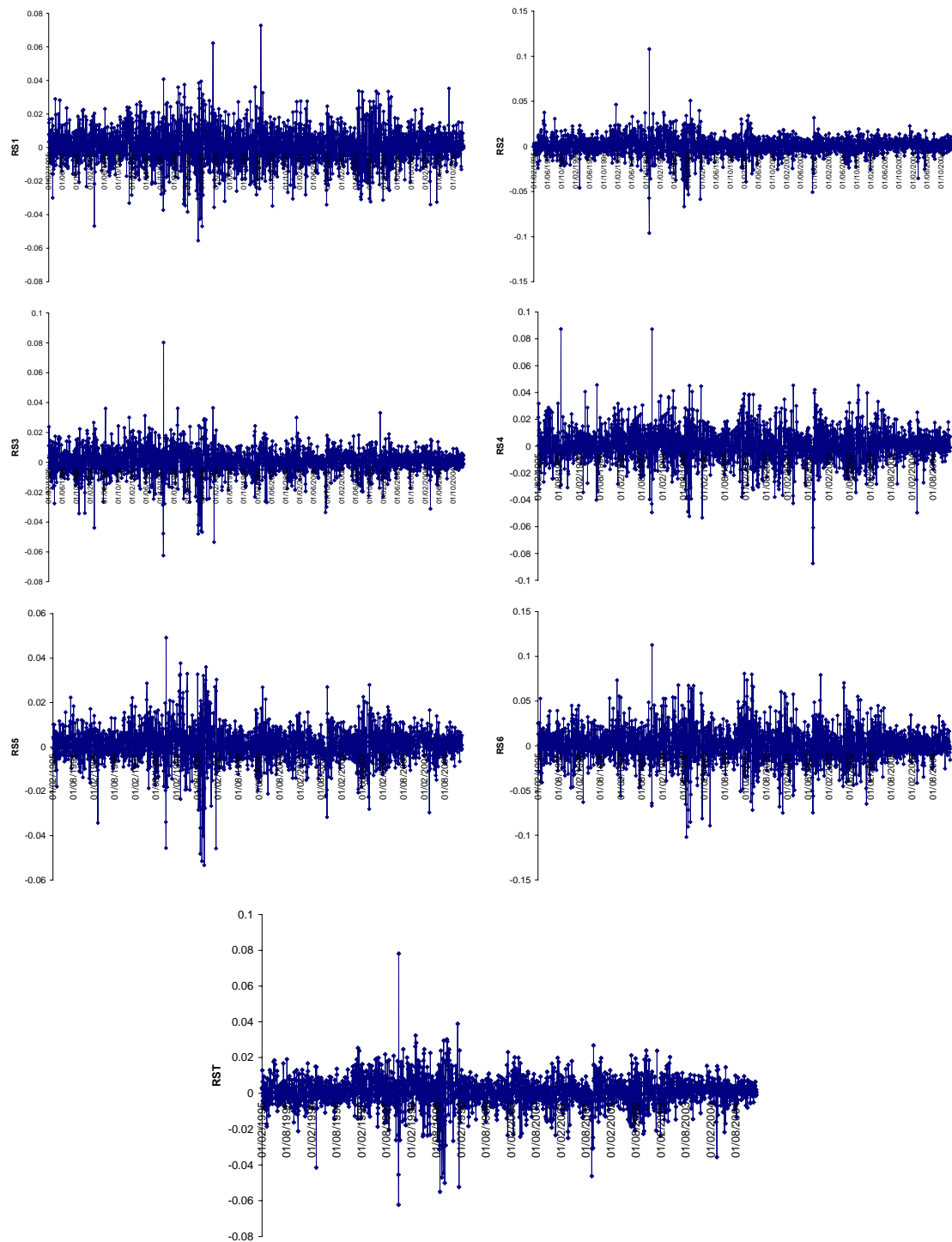
A partir de los rendimientos diarios de las empresas cotizadas en cada momento del tiempo, obtenemos el rendimiento sectorial como media equiponderada. Como

*proxy* del rendimiento de mercado, utilizamos el rendimiento agregado diario de las 115 empresas que componen la muestra.

La evolución de los rendimientos diarios sectoriales se exhibe en la siguiente figura:

**Figura 4.5.-** Evolución de los rendimientos diarios sectoriales y del total del mercado

RS1, RS2 ..., RST denota el rendimiento del sector 1, sector 2 ... y del total del mercado



La tabla 4.7 reproduce los contrastes realizados para verificar la hipótesis de estacionariedad.

**Tabla 4.7.-** Test de raíz unitaria y estacionariedad de los rendimientos diarios sectoriales

	ADF	DF	PP	KPSS	Interpretación Conjunta
	-3.432795 <sup>M</sup>	-2.565899 <sup>M</sup>	-3.432795 <sup>M</sup>	0.7390 <sup>K</sup>	
	-2.862506 <sup>M</sup>	-1.940952 <sup>M</sup>	-2.862506 <sup>M</sup>	0.4630 <sup>K</sup>	
	-2.567329 <sup>M</sup>	-1.616613 <sup>M</sup>	-2.567329 <sup>M</sup>	0.3470 <sup>K</sup>	
<b>RS1</b>	-46.86528 <sup>c</sup>	-4.204457 <sup>c</sup>	-46.82876 <sup>c</sup>	0.258698	Serie estacionaria
<b>RS2</b>	-44.92805 <sup>c</sup>	-20.52554 <sup>c</sup>	-46.74249 <sup>c</sup>	0.169740	Serie estacionaria
<b>RS3</b>	-43.59969 <sup>c</sup>	-2.597240 <sup>c</sup>	-45.67112 <sup>c</sup>	0.171843	Serie estacionaria
<b>RS4</b>	-45.26226 <sup>c</sup>	-1.459326 <sup>c</sup>	-46.45113 <sup>c</sup>	0.223191	Serie estacionaria
<b>RS5</b>	-43.43001 <sup>c</sup>	-5.726875 <sup>c</sup>	-43.99255 <sup>c</sup>	0.289085	Serie estacionaria
<b>RS6</b>	-44.30075 <sup>c</sup>	-2.232056 <sup>b</sup>	-44.26385 <sup>c</sup>	0.492300 <sup>b</sup>	Serie estacionaria
<b>RST</b>	-43.24638 <sup>c</sup>	-11.09293 <sup>c</sup>	-45.23680 <sup>c</sup>	0.255906	Serie estacionaria

Valores de referencia al 1%, 5% y 10% de significatividad obtenidos a partir de las superficies de respuesta estimadas por MacKinnon (M) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (K)

<sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

## 6. Respuesta a corto plazo de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación

Siguiendo la metodología del capítulo anterior, centramos nuestro análisis en el estudio de los días previos y posteriores al anuncio, no sólo en el mismo día de anuncio de la tasa de inflación. Para ello construimos una ventana de evento que cubre cinco días, el de anuncio (0), dos días previos (-1 y -2) y dos días posteriores al mismo (+1 y +2).<sup>79</sup> La ventana de pre-evento cubre el período entre  $t_{j-1}+3$  y  $t_j-3$ , es decir, los días entre el siguiente al último incluido en la ventana de evento anterior ( $t_{j-1}+3$ ) y el anterior al primero del mes corriente incorporado en la ventana de anuncio actual ( $t_j-3$ ).

**Figura 4.6.-** Ejemplo de construcción para un anuncio real de las diferentes ventanas definidas



En esta sección estudiamos el comportamiento de los rendimientos sectoriales en torno al día del anuncio del dato de inflación corregidos por el rendimiento esperado,

<sup>79</sup> Cuanto más ancha sea la ventana de evento, menor será el poder de los tests estadísticos que planteemos.



tratando de eliminar de esta forma posibles efectos no atribuibles al anuncio de inflación.

Así, para cada día de la ventana de evento  $(t_{j-2}, \dots, t_{j+2})$ , computamos los rendimientos anormales o rendimientos no esperados de cada sector  $i$ ,  $RAS_i(t)$ . El rendimiento anormal del sector  $i$  en el día  $t_j + k$ ,  $RAS_i(t_j + k)$ , ( $i = S1, \dots, S6, ST$ ; y  $k = -2, \dots, +2$ ), lo obtenemos como la diferencia entre el rendimiento *ex post* observado ese día,  $RS_i(t_j + k)$ , y el rendimiento esperado en ausencia del evento de inflación, que recogemos como el rendimiento medio del sector en la ventana de pre-evento,  $E[RS_i(t_j)]$ :

$$RAS_i(t_j + k) = RS_i(t_j + k) - E[RS_i(t_j)] = RS_i(t_j + k) - \frac{\sum_{\tau=t_{j-1}+3}^{t_j-3} RS_i(\tau)}{t_j - t_{j-1} - 6} \quad [4.10]$$

Una vez calculados los rendimientos anormales de cada sector, que de cierta forma homogeneizan los rendimientos medios de los distintos sectores, procedemos a estudiar la existencia de pautas de comportamiento distintas en función del sector de actividad.

### 6.1. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta la inflación subyacente y el componente “no subyacente”

En este apartado proponemos un modelo para analizar la relación entre el anuncio de la tasa de inflación sobre los rendimientos anormales de los distintos sectores en la ventana de evento (el mismo día de anuncio, dos días antes y dos días después), distinguiendo entre el efecto del dato de inflación subyacente (que no tiene en cuenta el nivel de precios de los productos alimenticios no elaborados ni de los productos energéticos) y del componente “no subyacente”.

La expresión del modelo utilizado sería la siguiente:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta \pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta \pi_t^{NS} + u_{jt} \quad [4.11]$$

siendo  $ra_{jt}$  el rendimiento anormal de los activos del sector  $j$ ,  $\pi_t^S$  la tasa de inflación subyacente,  $\pi_t^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente” y  $u_{jt}$  el componente de error, asumiendo que los cambios totales son cambios no esperados (expectativas “miópicas”).

Los resultados de la estimación del modelo [4.11] utilizando metodología SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) se muestran en la tabla 4.8. De forma similar a como ocurría en el capítulo anterior con el cambio total del anuncio del IPC, el coeficiente estimado presenta diferencias relevantes en cuantía y signo entre los distintos sectores,

fundamentalmente en los días previos y posteriores al anuncio, siendo significativo en algunos de estos casos.

Encontramos un comportamiento bastante estable entre sectores y que se caracteriza por mostrar una respuesta negativa de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación cuando nos centramos en el componente “no subyacente”, es decir, en la parte más volátil de la tasa de inflación. Éste es el resultado que esperábamos obtener en un principio. Además, destacamos que esta respuesta negativa ofrece significación estadística durante los días previos al anuncio en el caso del sector 2, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, y durante los días siguientes, en el caso del total del mercado, en conjunto, y los sectores 1 y 2, de forma individual.

**Tabla 4.8.-** Respuesta de los diferentes sectores de activos a anuncios en la tasa de inflación, distinguiendo entre inflación subyacente y “no subyacente”

S1, S2..., ST representa cada sector y el total del mercado bursátil. En las ecuaciones,  $ra_{jt}$  representa los rendimientos anormales diarios en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $\pi_t^S$  la tasa de inflación subyacente,  $\pi_t^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente” y  $u_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ , asumiendo que los cambios totales son cambios no esperados (expectativas “miópicas”). La muestra comprende desde Febrero de 1995 a Diciembre de 2004. La regresión se ha estimado utilizando metodología SUR. Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + u_{jt}$$

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.0145 (0.0448)	0.2307 (0.6923)	0.2432 (0.8685)	0.3115 (0.7596)	0.0730 (0.2834)	0.2317 (0.3803)	0.2010 (0.7289)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.3391 (-0.6732)	-0.9606 <sup>a</sup> (-1.8509)	-0.5143 (-1.1791)	-0.8187 (-1.2818)	-0.4687 (-1.1688)	-0.6059 (-0.6386)	-0.6867 (-1.5991)
$R^2$	0.0024	0.0145	0.0063	0.0069	0.0062	0.0017	0.0106
Día de anuncio	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.3922 (0.8202)	0.1680 (0.4074)	0.0894 (0.2571)	0.0745 (0.1495)	-0.0206 (-0.0630)	-0.3097 (-0.3470)	0.0866 (0.2561)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.8593 (-1.1539)	-0.2932 (-0.4563)	0.0516 (0.0952)	-0.8318 (-1.0710)	-0.4901 (-0.9614)	-0.4325 (-0.3111)	-0.4168 (-0.7916)
$R^2$	0.0117	0.0021	0.0011	0.0111	0.0109	0.0036	0.0054
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.0477 (0.1432)	-0.0915 (-0.2809)	-0.0423 (-0.1560)	0.1311 (0.2978)	0.0189 (0.0733)	-0.4954 (-0.7682)	-0.0621 (-0.2224)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-1.0277 <sup>b</sup> (-1.9794)	-1.0341 <sup>b</sup> (-2.0387)	-0.6652 (-1.5746)	-1.0640 (-1.5522)	-0.5488 (-1.3694)	-0.0925 (-0.0921)	-0.7576 <sup>a</sup> (-1.7415)
$R^2$	0.0199	0.0260	0.0150	0.0112	0.0098	0.0037	0.0189

Sin embargo, todos los sectores exhiben respuestas positivas ante anuncios de inflación si analizamos el componente subyacente de la tasa de inflación los días anteriores al anuncio. El mismo día de evento, la respuesta también es positiva, con la excepción de los sectores 5 y 6 y, finalmente, en los días posteriores al anuncio de inflación, la mitad de sectores exhiben una respuesta positiva (1, 4 y 5), mientras que la otra mitad muestra una respuesta negativa (2, 3 y 6).

Destacamos, por tanto, que como los sectores exhiben unos coeficientes mayoritariamente negativos ante el componente “no subyacente” de la inflación, podemos afirmar que las empresas del sector tienen una reducida capacidad de absorción de la inflación “no subyacente”, componente más volátil de dicha tasa. El sector 2, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, es el que muestra un coeficiente con mayor nivel de significación estadística, por lo que podemos suponer que es el más sensible a los cambios en el componente “no subyacente”.

## 6.2. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta el componente subyacente y “no subyacente” de la tasa de inflación y el diferencial o *spread* entre la inflación armonizada de España y la UE

Como hemos podido observar en la tabla 4.8, existe un comportamiento estable a lo largo de los sectores, materializado en que los rendimientos sectoriales responden de forma significativa ante cambios en el componente “no subyacente” de la tasa de inflación, al realizar una distinción entre el componente subyacente y el “no subyacente”.

Como segunda contribución a los trabajos previos, incorporamos al modelo [4.11] el *spread* entre la tasa de inflación armonizada española y europea. Así, el modelo a estimar aplicando metodología SUR queda como sigue:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot \Delta spread_t + u_{jt} \quad [4.12]$$

donde  $\Delta spread_t$  es el cambio en el *spread* entre la inflación española y europea, ambas armonizadas, asumiendo que los cambios totales son cambios no esperados (expectativas “miópicas”).

Proponemos como variable explicativa fundamental en la respuesta de los rendimientos sectoriales la distancia o el diferencial (*spread*) existente entre la tasa de inflación armonizada que se ha registrado en España y la de la zona euro. De esta forma, incorporamos al análisis en qué medida el nivel de precios español se está distanciando o está aumentando más o menos que el de sus socios comunitarios.

Antes de pasar a los resultados del modelo planteado, estudiamos la matriz de correlaciones entre las variables explicativas que incorporamos al modelo:

**Tabla 4.9.-** Matriz de correlaciones entre las variables incorporadas al modelo [4.12]

	$\Delta\pi_t^S$	$\Delta\pi_t^{NS}$	$\Delta spread_t$
$\Delta\pi_t^S$	1.000000	-0.168423	0.361341
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.168423	1.000000	0.394843
$\Delta spread_t$	0.361341	0.394843	1.000000

Podemos observar como el nivel de correlación entre el cambio en el *spread* y los dos componentes de la tasa de inflación es muy elevado y de signo positivo (cercano al 40 % en ambos casos), lo que evidencia la necesidad de ortogonalizar la variable *spread* respecto a estos dos factores. Para ello se ha realizado una regresión con el cambio en el diferencial de la inflación española respecto a la europea sobre un término independiente y la serie de variaciones de los dos componentes, subyacente y “no subyacente”, de la tasa de inflación, bajo una estimación MCO. La serie de residuos de dicha regresión sustituirá a los cambios en el diferencial (ver tabla 4.10).<sup>80</sup>

$$\Delta spread_t = a + b \cdot \Delta \pi_t^S + c \cdot \Delta \pi_t^{NS} + \varepsilon_t \quad [4.13]$$

**Tabla 4.10.-** Ortogonalización de los factores

Regresión estimada por MCO que nos permite ortogonalizar el factor del diferencial de inflación española *versus* europea respecto a los dos componentes de la tasa de inflación (subyacente y “no subyacente”)

$$\Delta spread_t = a + b \cdot \pi_t^S + c \cdot \pi_t^{NS} + \varepsilon_t$$

	T. independiente	$\Delta \pi_t^S$	$\Delta \pi_t^{NS}$	R <sup>2</sup>
Coefficientes	5.00E-05	0.537834 <sup>c</sup>	0.163996 <sup>c</sup>	0.349057
(t-statistics)	(1.290539)	(28.51235)	(5.594630)	

<sup>a</sup> p < 0.10, <sup>b</sup> p < 0.05, <sup>c</sup> p < 0.01

Los resultados de la estimación del modelo [4.12] se recogen en la tabla 4.11. En primer lugar hay que destacar que, en general, la inclusión de la variable *spread* ha incrementado el poder explicativo del modelo respecto a los movimientos sufridos por los rendimientos sectoriales, ya que el coeficiente R<sup>2</sup> es mayor en la mayoría de los casos.

En lo que se refiere a los cambios en los dos componentes en que hemos dividido la tasa de inflación, subyacente y “no subyacente”, la respuesta de los rendimientos es prácticamente igual a la que hemos observado en la prueba [4.11]. Tanto en los días previos al evento como, fundamentalmente, en los días posteriores, la respuesta es negativa ante cambios en el componente “no subyacente” de la inflación, mostrando significación estadística, como por ejemplo el sector 2. En el día de anuncio, la respuesta de los rendimientos sectoriales es también negativa, excepto en el caso del sector 3, “Bienes de Consumo”.

Por último, en lo que se refiere al componente subyacente de la inflación, la respuesta que exhiben los rendimientos sectoriales es positiva en los días previos al evento, aunque en el día de anuncio y en los posteriores al mismo, la respuesta de los

<sup>80</sup> Es importante destacar que la variable *spread* sólo tiene en cuenta los cambios en el diferencial de inflación que no están correlacionados con los cambios en el componente subyacente y “no subyacente” de la inflación.

rendimientos sectoriales a los cambios en el componente subyacente de la tasa de inflación varía mucho en función del sector que estemos analizando, pero en todos los casos dicha respuesta es no significativa.

**Tabla 4.11.-** Respuesta de los diferentes sectores de activos a anuncios en la tasa de inflación, distinguiendo entre inflación subyacente y “no subyacente” y en función de la variable *spread*

$ra_{jt}$  representa los rendimientos anormales diarios en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $\pi_t^S$  la tasa de inflación subyacente,  $\pi_t^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente”,  $spread_t$  es el diferencial entre la inflación española y europea (ortogonalizado), ambas armonizadas y  $u_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ , asumiendo que los cambios totales son cambios no esperados (expectativas “miópicas”). La muestra comprende desde Febrero de 1995 a Diciembre de 2004. La regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot \Delta spread_t + u_{jt}$$

# Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña al cambio en la inflación subyacente, “no subyacente” y al *spread* entre la inflación armonizada española y europea sea igual. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.0151 (0.0467)	0.2310 (0.6933)	0.2442 (0.8741)	0.3136 (0.7679)	0.0736 (0.2860)	0.2320 (0.3809)	0.2019 (0.7334)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.3375 (-0.6703)	-0.9599 <sup>a</sup> (-1.8496)	-0.5115 (-1.1755)	-0.8132 (-1.2786)	-0.4671 (-1.1658)	-0.6050 (-0.6377)	-0.6844 (-1.5963)
$\Delta spread_t$	0.1869 (0.5415)	0.0865 (0.2431)	0.3080 (1.0320)	0.6262 (1.4358)	0.1845 (0.6717)	0.1039 (0.1596)	0.2665 (0.9066)
$R^2$	0.0036	0.0147	0.0107	0.0155	0.0081	0.0018	0.0141
<i>Wald</i> #	0.8066	3.0498	2.4281	3.5833	1.8241	0.4332	3.3713
Día de anuncio	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.3893 (0.8242)	0.1669 (0.4056)	0.0900 (0.2589)	0.0722 (0.1459)	-0.0209 (-0.0639)	-0.3119 (-0.3501)	0.0858 (0.2542)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.8669 (-1.1783)	-0.2963 (-0.4624)	0.0530 (0.0980)	-0.8380 (-1.0868)	-0.4909 (-0.9633)	-0.4383 (-0.3159)	-0.4191 (-0.7975)
$\Delta spread_t$	-0.8611 <sup>a</sup> (-1.7068)	-0.3518 (-0.8008)	0.1660 (0.4472)	-0.6974 (-1.3189)	-0.0941 (-0.2692)	-0.6560 (-0.6894)	-0.2565 (-0.7117)
$R^2$	0.0354	0.0075	0.0028	0.0254	0.0115	0.0075	0.0097
<i>Wald</i>	3.3448	0.7470	0.0462	1.2181	0.4719	0.0792	0.6044
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.0488 (0.1467)	-0.0920 (-0.2827)	-0.0426 (-0.1572)	0.1303 (0.2962)	0.0190 (0.0737)	-0.4975 (-0.7727)	-0.0624 (-0.2235)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-1.0248 <sup>b</sup> (-1.9773)	-1.0356 <sup>b</sup> (-2.0426)	-0.6660 (-1.5770)	-1.0661 (-1.5559)	-0.5486 (-1.3687)	-0.0979 (-0.0976)	-0.7584 <sup>a</sup> (-1.7435)
$\Delta spread_t$	0.3217 (0.9052)	-0.1691 (-0.4865)	-0.0970 (-0.3348)	-0.2329 (-0.4957)	0.0325 (0.1184)	-0.6188 (-0.8999)	-0.0846 (-0.2836)
$R^2$	0.0233	0.0269	0.0155	0.0122	0.0099	0.0071	0.0192
<i>Wald</i>	4.6976 <sup>a</sup>	2.1198	1.3230	1.5048	1.4525	0.1900	1.6911

Si nos centramos en la otra variable incorporada en el modelo, el *spread* entre la tasa de inflación armonizada española y europea, en general observamos como la respuesta es fundamentalmente negativa, por lo que podemos pensar que las empresas españolas tienen una capacidad débil para trasladar a precios aquella parte de los *shocks* inflacionistas que es mayor en España que en el conjunto de la UE. Podemos afirmar que el hecho de que la inflación haya sido mayor en nuestro país que en el conjunto de la UE tiene efectos negativos sobre los rendimientos sectoriales. Este comportamiento

es el que observamos durante el día de anuncio e incluso en los días posteriores, con alguna excepción en este último caso. Sin embargo, en los días previos al evento todos los rendimientos sectoriales presentan coeficientes (no significativos) con signo positivo, lo que evidencia una relación directa entre el *spread* y dichos rendimientos.

En el día de evento, resaltamos que la respuesta es negativa para todos los sectores sin excepción. El sector de “Petróleo y Energía” (sector 1) muestra una respuesta negativa y estadísticamente significativa frente a la variable *spread*, evidenciando que los rendimientos de los activos de este sector se verán afectados de forma negativa en mayor medida que el resto de sectores. Además, la cuantía de dicho coeficiente en el sector 1 también es mayor que en el resto. Finalmente, en los días posteriores al evento el signo de la respuesta se mantiene estable, es decir, sigue siendo negativo (excepto en los sectores 1 y 5) y no significativo.

En esta prueba contrastamos la hipótesis inicial de que la respuesta de los rendimientos sectoriales es la misma ante cambios en los factores considerados (misma sensibilidad intersectorial). En el caso de los componentes subyacente y “no subyacente” de la inflación, no podemos rechazar la hipótesis de igualdad de respuesta entre los diferentes sectores. Si nos centramos en el *spread*, tampoco podemos suponer que los sectores respondan de forma significativamente distinta.

#### **7. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta las dos medidas propuestas, inflación subyacente y *spread* entre inflación española y europea, y en función de la dirección de las noticias de éste último**

Muchos trabajos previos para otros mercados llegan a resultados similares a los que encontramos en la mayoría de sectores analizados y en el total del mercado, es decir, que los rendimientos de los activos no responden significativamente a los cambios en la tasa de inflación. La mayoría supone que la respuesta de los inversores ante noticias de inflación es la misma, sin importar la dirección de la sorpresa. Esto puede hacer que la respuesta ante determinadas noticias se compense con la respuesta frente a otro tipo de anuncios, “buenas y malas noticias”, por lo que los sectores presentarán un efecto neto no significativamente distinto de cero. Andersen et al. (2003) sugieren que los rendimientos responden en mayor medida a “malas noticias” que a “buenas noticias”. Suponen que cualquier tasa de inflación superior a la esperada se considera una “mala noticia”, mientras que si la tasa de inflación es inferior a la anticipada, nos encontramos ante una “buena noticia”. Afirman que el mercado

reacciona de forma asimétrica ante las noticias macro no esperadas. “Malas noticias” tienen mayor impacto que “buenas noticias”. El patrón de respuesta de ajuste estaría caracterizado por un “efecto signo”.

Para comprobar estos efectos asimétricos incorporamos dos variables *dummy* que representan un cambio en el *spread* positivo o “mala noticia” ( $D_{\bullet}^{+}$ ) y un cambio negativo o “buena noticia” ( $D_{\bullet}^{-}$ ) y que toman los siguientes valores:

$$D_{\bullet}^{+} = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta spread_t > 0 \\ 0 & \text{si } \Delta spread_t < 0 \end{cases} \quad D_{\bullet}^{-} = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta spread_t < 0 \\ 0 & \text{si } \Delta spread_t > 0 \end{cases}$$

Para comprobar posibles efectos asimétricos derivados de cambios positivos y negativos en el *spread* entre inflación armonizada española y europea utilizamos la siguiente expresión:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta \pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta \pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot D_{\bullet}^{+} \cdot |\Delta spread_t| + \beta_{j4} \cdot D_{\bullet}^{-} \cdot |\Delta spread_t| + u_{jt} \quad [4.14]$$

El incremento en el *spread* lo incorporamos en valor absoluto para facilitar la interpretación posterior. El modelo de la expresión [4.14] lo estimamos mediante técnica SUR, obteniendo los resultados de la tabla 4.12.

En cuanto al poder explicativo del modelo, podemos observar como para determinados sectores y fundamentalmente en el día de anuncio y en los posteriores al evento, los coeficientes  $R^2$  se han incrementado respecto a los exhibidos por modelos anteriores.

La respuesta de los rendimientos sectoriales ante cambios en la tasa de inflación, tanto en su parte subyacente como “no subyacente”, ofrece resultados casi idénticos a los de la prueba anterior que podemos resumir en una respuesta positiva y no significativa ante cambios en el componente subyacente durante los días previos y el mismo día de anuncio y una respuesta no concluyente en cuanto al signo en los días posteriores al evento. Si nos centramos en el componente “no subyacente”, la respuesta es negativa sin excepción alguna y en toda la ventana de evento, aunque no significativa en el mismo día de anuncio. Destaca el nivel de significación que exhibe el sector 2, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”.

En cuanto a la respuesta de los rendimientos sectoriales frente a cambios en la otra variable, *spread* entre la inflación armonizada en España y en la UE, sí que se producen variaciones destacables al incorporar la dirección de las sorpresas en el diferencial definido.

**Tabla 4.12.-** Respuesta de los diferentes sectores de activos a anuncios en la tasa de inflación, distinguiendo entre inflación subyacente y “no subyacente”, y en función de la variable *spread*, teniendo en cuenta de forma separada los cambios positivos de los negativos

$ra_{jt}$  representa los rendimientos anormales diarios en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $\pi_t^S$  la tasa de inflación subyacente,  $\pi_t^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente”,  $spread_t$  es el diferencial entre la inflación española y europea, ambas armonizadas, (ortogonalizado)  $D^+$  y  $D^-$  son *dummies* con valor uno cuando el cambio en el *spread* es positivo o negativo respectivamente y  $u_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ . La muestra comprende desde Febrero de 1995 a Diciembre de 2004. La regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot D^+ \cdot |\Delta spread_t| + \beta_{j4} \cdot D^- \cdot |\Delta spread_t| + u_{jt}$$

# Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña al cambio en la inflación subyacente, “no subyacente” y al *spread* entre la inflación armonizada española y europea, positivo y negativo, sea igual. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.2292 (0.6865)	0.2611 (0.7501)	0.3362 (1.1549)	0.3147 (0.7369)	0.2028 (0.7595)	0.4626 (0.7293)	0.2962 (1.0328)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.6657 (-1.2872)	-1.0062 <sup>a</sup> (-1.8664)	-0.6675 (-1.4807)	-0.8570 (-1.2958)	-0.6692 (-1.6183)	-0.9475 (-0.9645)	-0.8401 <sup>a</sup> (-1.8917)
$+\Delta spread_t$	1.3443 <sup>b</sup> (2.1897)	0.1756 (0.2745)	0.8358 (1.5620)	0.7343 (0.9354)	0.8786 <sup>a</sup> (1.7899)	1.2404 (1.0638)	0.7802 (1.4800)
$-\Delta spread_t$	0.7328 (1.4200)	0.1128 (0.2097)	0.1623 (0.3608)	-0.4251 (-0.6442)	0.4027 (0.9760)	0.9127 (0.9312)	0.2122 (0.4789)
$R^2$	0.0258	0.0149	0.0163	0.0137	0.0209	0.0086	0.0198
<i>Wald</i> #	6.1969	2.6780	3.9304	3.0701	5.0564	1.9895	4.6883
Día de anuncio	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.4727 (0.9573)	0.3200 (0.7478)	0.1762 (0.4872)	0.2954 (0.5756)	0.1305 (0.3856)	0.2154 (0.2348)	0.2514 (0.7198)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.9265 (-1.2115)	-0.4998 (-0.7541)	-0.0878 (-0.1567)	-1.1109 (-1.3974)	-0.7130 (-1.3601)	-1.1660 (-0.8207)	-0.6466 (-1.1953)
$+\Delta spread_t$	-0.6778 (-0.7468)	0.4279 (0.5439)	0.7003 (1.0534)	0.1660 (0.1760)	0.7977 (1.2820)	1.8948 (1.1236)	0.5849 (0.9109)
$-\Delta spread_t$	0.9961 (1.3055)	0.8382 (1.2675)	0.2002 (0.3583)	1.4965 <sup>a</sup> (1.8868)	0.6062 (1.1590)	2.6415 <sup>a</sup> (1.8636)	0.8350 (1.5472)
$R^2$	0.0346	0.0160	0.0105	0.0403	0.0309	0.0361	0.0279
<i>Wald</i>	4.2481	1.7383	0.8163	4.9277	3.7002	4.4178	3.3808
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.0959 (0.2758)	-0.0598 (-0.1758)	-0.0607 (-0.2143)	0.3253 (0.7108)	0.0031 (0.0115)	-0.4003 (-0.5954)	-0.0321 (-0.1101)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-1.1159 <sup>b</sup> (-2.0733)	-1.0694 <sup>b</sup> (-2.0306)	-0.6297 (-1.4356)	-1.3336 <sup>a</sup> (-1.8813)	-0.5255 (-1.2620)	-0.1901 (-0.1826)	-0.7944 <sup>a</sup> (-1.7585)
$+\Delta spread_t$	0.6236 (0.9760)	-0.0778 (-0.1245)	-0.2771 (-0.5322)	0.6640 (0.7891)	-0.0863 (-0.1746)	-0.4110 (-0.3326)	-0.0018 (-0.0034)
$-\Delta spread_t$	-0.0327 (-0.0609)	0.2768 (0.5267)	0.0362 (0.0827)	0.9996 (1.4133)	-0.0613 (-0.1476)	0.9392 (0.9041)	0.2181 (0.4839)
$R^2$	0.0241	0.0273	0.0164	0.0204	0.0100	0.0083	0.0199
<i>Wald</i>	3.6778	2.7228	1.1328	4.6551	0.7730	1.6654	2.1019

En primer lugar, si analizamos los días previos al anuncio, los rendimientos sectoriales responden mostrando coeficientes positivos e incluso significativos en algunos casos, si el *spread* es mayor que cero, es decir, si nos alejamos de la inflación europea. Destacan los sectores 1 y 5, “Petróleo y Energía” y “Servicios Financieros e Inmobiliarios”, ya que exhiben una respuesta positiva y significativa ante un cambio en el diferencial positivo. Podemos interpretar este resultado asumiendo la hipótesis de que las empresas de ambos sectores poseen una elevada capacidad de absorción de la



inflación, por lo que el hecho de que la tasa de inflación española se distancie de la del conjunto de la UE no supone “malas noticias”, es decir, no afecta negativamente a los rendimientos sectoriales.

Al centrarnos en el día de anuncio, observamos como un *shock* negativo en el diferencial hace que los rendimientos reaccionen de forma positiva y significativa en algunos sectores analizados. Un cambio en el *spread* negativo supone un acercamiento de la inflación armonizada de España a la registrada en la UE, y ese anuncio, lógicamente, supondrá siempre una “buena noticia” para la economía de un país. Por tanto, cuando la tasa de inflación española se acerca a la de la zona euro, los rendimientos se ven afectados de forma positiva, por lo que este anuncio se puede considerar, sin lugar a dudas, una “buena noticia”. Sin embargo, una sorpresa positiva, es decir, un incremento en el *spread*, no produce una respuesta positiva y significativa en la mayoría de sectores, siendo incluso negativa en el caso del sector de “Petróleo y Energía” (sector 1).

Por último, en los días posteriores al anuncio de inflación, los coeficientes que acompañan al cambio en el *spread* entre la tasa de inflación armonizada española y europea son todos no significativos y presentan, en general, signo negativo ante cambios positivos del *spread* y signo positivo ante cambios negativos. Este resultado es el que esperaríamos obtener desde un punto de vista racional, es decir, que sea una “buena noticia” el hecho de que la tasa de inflación española se acerque a la de la UE y una “mala noticia” el distanciamiento de la misma.

El test de *Wald* nos confirma que la hipótesis de igualdad de respuesta ante cambios en el componente subyacente y “no subyacente” de la tasa de inflación así como en el diferencial de inflación española respecto a la europea no se puede rechazar.

#### **8. Respuesta de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación, teniendo en cuenta la inflación subyacente y el *spread* entre inflación española y europea, y en función de la dirección de las noticias de éste último así como el estado de la economía**

En algunos trabajos recientes como el de Veronesi (1999), Adams et al. (2004) y Docking y Koch (2005) se afirma que un anuncio será considerado como una “buena noticia” o una “mala noticia” en función del contexto en el que se reciba la misma. Si nos encontramos en una etapa expansiva, cualquier incremento en la tasa de inflación podría considerarse por parte del individuo como una “mala noticia”; sin embargo, en

una etapa de recesión, un incremento de la tasa de inflación superior al esperado será considerado una “buena noticia”, ya que esto indica a los agentes económicos que la economía está creciendo por encima de lo esperado, por lo que las ganancias de las empresas se incrementan, lo que a su vez supondrá un aumento en el precio y rendimiento del activo.

En nuestro trabajo comprobamos si los sectores de la economía española no responden de la misma forma a cambios en el diferencial entre la tasa de inflación española y europea en función del estado de la economía. Para ello, necesitamos construir un indicador de ese estado y, como hicimos en el capítulo previo, seguimos la metodología propuesta por McQueen y Roley (1993) y a partir de la misma proponemos unas variables “estado” alternativas.

El proceso a seguir consiste en clasificar, en primer lugar, la actividad económica en etapas construyendo dos bandas, una superior y otra inferior, alrededor de la tendencia temporal del Índice de Producción Industrial (IPI). La banda inferior se corresponde con el percentil 25. Cuando el dato del IPI está por debajo, la economía se encuentra en un estado bajo en ese periodo. Entre las dos bandas, percentiles 25 a 75, la economía está en estado medio, y por encima de la banda superior (percentil 75) se encuentra en estado alto. Siguiendo con estos pasos, en primer lugar se estima la siguiente ecuación, correspondiente a la regresión del logaritmo natural del IPI frente a una constante y una tendencia temporal (*trend*).  $\alpha_1$  mide la tasa de crecimiento media mensual del IPI.

$$\ln(IPI_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot trend_t + u_t \quad [4.15]$$

Posteriormente, a partir de los valores estimados del  $\ln(IPI)$  se construyen dos bandas sumando y restando una constante a la tendencia, creando así una banda superior ( $b.superior_t = \ln(IPI)_t + c$ ) y otra inferior ( $b.inferior_t = \ln(IPI)_t - c$ ). Para nuestra muestra de datos,  $c$  toma un valor de 0.0245, con el que aproximadamente el 50% de los valores observados se encuentran dentro de las bandas. Se define el estado de la economía de la siguiente forma: (1) si  $\ln(IPI)_t \geq b.superior_t \rightarrow$  “estado alto” ( $H$ ), (2) si  $b.superior_t > \ln(IPI)_t \geq b.inferior_t \rightarrow$  “estado medio” ( $M$ ), y, finalmente, (3) si  $b.inferior_t > \ln(IPI)_t \rightarrow$  “estado bajo” ( $L$ ). En nuestro caso, un 30 % de los periodos se corresponden con una actividad económica alta, un 50 % con una actividad media y un 20 % con una actividad baja.

Para comprobar si los rendimientos de los diferentes sectores responden de igual manera ante movimientos en el *spread* en función del estado de la economía, creamos dos *dummies* que llamamos  $D_H^*$  (*High*) y  $D_{NH}^*$  (*No High*), siendo la primera de ellas una variable *dummy* “expansión” con valor igual a uno cuando la actividad económica es alta y cero en caso contrario y la otra una *dummy* “no expansión” con valor uno en estados de crecimiento medio o bajo de la economía y cero en el resto. Al igual que lo realizado en otros trabajos, unimos el estado medio y bajo de la economía para tener un número suficiente de observaciones en cada estado.

Destacamos además que para comprobar esa respuesta asimétrica de los rendimientos sectoriales ante movimientos en el *spread* de inflación, en función del signo del cambio en dicha medida y dependiendo del estado de la economía, no imponemos la restricción de denominar “buenas noticias” o “malas noticias” al hecho de que la inflación española se haya distanciado o alejado de la tasa registrada en el conjunto de la UE. Consideramos que los agentes económicos pueden interpretar determinados anuncios de forma diferente cuando la economía esté en expansión que cuando esté en recesión. Proponemos el siguiente modelo que controla por ambos factores:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot D_H^+ \cdot |\Delta spread_t| + \beta_{j4} \cdot D_{NH}^+ \cdot |\Delta spread_t| + \beta_{j5} \cdot D_H^- \cdot |\Delta spread_t| + \beta_{j6} \cdot D_{NH}^- \cdot |\Delta spread_t| + u_{jt} \quad [4.16]$$

Las variables *dummy* tienen en cuenta las combinaciones posibles entre los factores considerados. El superíndice toma los valores + ( $D^+$ ) y – ( $D^-$ ), siendo + para diferenciales de inflación positivos y – para diferenciales de inflación negativos. El subíndice toma valor *H* ( $D_H$ ) en períodos de expansión de la economía y *NH* ( $D_{NH}$ ) en etapas no expansivas de actividad económica. La variable *dummy* toma valor uno cuando se cumplen las dos condiciones simultáneamente. Así, por ejemplo,  $D_H^+$  toma valor uno cuando la inflación española se distancia de la europea en etapas expansivas.

La estimación del modelo se realiza a través de un sistema de ecuaciones para los seis sectores y el total del mercado siguiendo la metodología de los modelos de regresión aparentemente no relacionados (SUR o *Seemingly Unrelated Regression*). Además, al igual que en pruebas anteriores, el cambio en el *spread* entre la inflación española y europea lo hemos incorporado al modelo en valor absoluto, de tal forma que la interpretación de los resultados sea mucho más sencilla.

**Tabla 4.13.-** Respuesta sectorial a anuncios de inflación, distinguiendo entre inflación subyacente y “no subyacente”, y en función de la variable *spread*, teniendo en cuenta la dirección de las noticias y el estado de la economía

$ra_{jt}$  representa los rendimientos anormales diarios en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $\pi_t^S$  la tasa de inflación subyacente,  $\pi_t^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente”,  $spread_t$  es el diferencial entre la inflación española y europea, ambas armonizadas, (ortogonalizado)  $D_t^+$ ,  $D_t^-$ ,  $D_H^+$ ,  $D_{NH}^+$  son *dummies* con valor uno cuando el cambio en el *spread* es positivo o negativo y en estados de la economía expansivos o no, respectivamente y  $u_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ . La muestra comprende desde Febrero de 1995 a Diciembre de 2004. La regresión se ha estimado utilizando metodología SUR:

$$ra_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot D_H^+ |\Delta spread_t| + \beta_{j4} \cdot D_{NH}^+ |\Delta spread_t| + \beta_{j5} \cdot D_H^- |\Delta spread_t| + \beta_{j6} \cdot D_{NH}^- |\Delta spread_t| + u_{jt}$$

# Con el test de *Wald* contrastamos la hipótesis de que el coeficiente que acompaña al cambio en la inflación subyacente, “no subyacente” y al *spread* entre la inflación armonizada española y europea, positivo y negativo, y en distintos estados de la economía sea igual. Los *t*-statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

2 días antes	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.2457 (0.7265)	0.2933 (0.8330)	0.3960 (1.3479)	0.3201 (0.7401)	0.2552 (0.9475)	0.5604 (0.8741)	0.3393 (1.1707)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.6792 (-1.3106)	-1.0360 <sup>a</sup> (-1.9201)	-0.6863 (-1.5240)	-0.8494 (-1.2814)	-0.7002 <sup>a</sup> (-1.6962)	-0.9975 (-1.0153)	-0.8616 <sup>a</sup> (-1.9396)
$+, H$ $\Delta spread_t$	0.8077 (0.5534)	-0.9385 (-0.6176)	-0.5547 (-0.4373)	0.7826 (0.4192)	-0.6100 (-0.5246)	-1.3918 (-0.5030)	-0.3704 (-0.2961)
$+, NH$ $\Delta spread_t$	1.4304 <sup>b</sup> (2.2015)	0.3542 (0.5236)	1.0612 <sup>a</sup> (1.8796)	0.7274 (0.8752)	1.1184 <sup>b</sup> (2.1609)	1.6650 (1.3518)	0.9659 <sup>a</sup> (1.7343)
$-, H$ $\Delta spread_t$	0.7961 (0.9965)	0.2907 (0.3495)	-0.0922 (-0.1328)	-0.5966 (-0.5839)	0.4119 (0.6473)	0.8062 (0.5323)	0.1555 (0.2271)
$-, NH$ $\Delta spread_t$	0.6906 (1.1044)	-0.0017 (-0.0026)	0.2954 (0.5437)	-0.3252 (-0.4066)	0.3821 (0.7671)	0.9474 (0.7993)	0.2332 (0.4352)
$R^2$	0.0266	0.0179	0.0232	0.0139	0.0290	0.0132	0.0240
<i>Wald</i> #	6.3786	3.4294	5.6204	3.1202	7.0928	3.1023	5.7430
Día de anuncio	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.5461 (1.1015)	0.3485 (0.8204)	0.3462 (0.9821)	0.2399 (0.4667)	0.0995 (0.2917)	0.3612 (0.3906)	0.3013 (0.8627)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-0.8889 (-1.1698)	-0.4154 (-0.6381)	-0.1063 (-0.1968)	-1.0211 (-1.2962)	-0.6726 (-1.2871)	-1.1590 (-0.8179)	-0.6063 (-1.1326)
$+, H$ $\Delta spread_t$	-1.2542 (-0.5861)	1.5043 (0.8203)	-2.6034 <sup>a</sup> (-1.7108)	2.8067 (1.2650)	2.0896 (1.4196)	-0.5120 (-0.1283)	0.4658 (0.3089)
$+, NH$ $\Delta spread_t$	-0.5783 (-0.6070)	0.2630 (0.3221)	1.2393 <sup>a</sup> (1.8295)	-0.2546 (-0.2577)	0.5915 (0.9027)	2.2901 (1.2891)	0.6098 (0.9086)
$-, H$ $\Delta spread_t$	-0.2826 (-0.2412)	-0.7712 (-0.7683)	-1.0750 (-1.2907)	0.5779 (0.4759)	0.2498 (0.3101)	1.1831 (0.5416)	-0.2681 (-0.3249)
$-, NH$ $\Delta spread_t$	1.7311 <sup>a</sup> (1.8883)	1.7818 <sup>b</sup> (2.2682)	0.9051 (1.3885)	2.0560 <sup>b</sup> (2.1632)	0.8260 (1.3100)	3.4618 <sup>b</sup> (2.0248)	1.4730 <sup>b</sup> (2.2804)
$R^2$	0.0514	0.0549	0.0837	0.0621	0.0414	0.0456	0.0523
<i>Wald</i>	6.4359	6.7086	10.3952 <sup>a</sup>	7.8110	5.0406	5.6397	6.5346
2 días después	S1	S2	S3	S4	S5	S6	ST
$\Delta\pi_t^S$	0.1266 (0.3634)	-0.0512 (-0.1488)	-0.0611 (-0.2134)	0.3590 (0.7748)	0.0358 (0.1316)	-0.4683 (-0.6887)	-0.0159 (-0.0538)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-1.0473 <sup>b</sup> (-1.9621)	-1.0625 <sup>b</sup> (-2.0131)	-0.6064 (-1.3813)	-1.3546 <sup>a</sup> (-1.9076)	-0.5168 (-1.2406)	-0.2105 (-0.2020)	-0.7833 <sup>a</sup> (-1.7313)
$+, H$ $\Delta spread_t$	1.3695 (0.9110)	-0.0981 (-0.0660)	0.1634 (0.1322)	-0.3143 (-0.1571)	-0.4927 (-0.4200)	0.3916 (0.1334)	-0.0786 (-0.0617)
$+, NH$ $\Delta spread_t$	0.5106 (0.7631)	-0.0736 (-0.1112)	-0.3461 (-0.6288)	0.8214 (0.9226)	-0.0185 (-0.0354)	-0.5454 (-0.4174)	0.0123 (0.0217)
$-, H$ $\Delta spread_t$	-1.4120 <sup>a</sup> (-1.7161)	0.0880 (0.1082)	-0.3300 (-0.4877)	1.0240 (0.9354)	-0.5021 (-0.7819)	1.8942 (1.1791)	-0.1084 (-0.1553)
$-, NH$ $\Delta spread_t$	0.7742 (1.2022)	0.3859 (0.6060)	0.2530 (0.4775)	0.9754 (1.1384)	0.1899 (0.3778)	0.3941 (0.3134)	0.4065 (0.7446)
$R^2$	0.0449	0.0277	0.0191	0.0217	0.0139	0.0112	0.0214
<i>Wald</i>	8.9398	2.8162	1.8067	4.9532	1.7135	2.3560	2.4836

Los resultados de la regresión que tiene en cuenta tanto la dirección de la sorpresa como el estado de la actividad económica (modelo [4.16]) se muestran en la tabla 4.13.

Como hemos evidenciado en las anteriores pruebas, la inclusión del estado de la economía nos permite incrementar ligeramente el coeficiente  $R^2$  de la regresión, por lo que podemos explicar un mayor porcentaje de las variaciones experimentadas por los rendimientos sectoriales.

De nuevo, podemos afirmar que la respuesta ante cambios en la tasa de inflación subyacente y “no subyacente” permanece estable respecto a pruebas anteriores, tanto en signo como en nivel de significación.

Este comportamiento de los rendimientos sectoriales ante cambios en los dos componentes de inflación (subyacente y “no subyacente”) se resume en una respuesta positiva aunque no significativa de los rendimientos sectoriales frente al componente subyacente de la inflación. Además, este comportamiento se observa tanto en los días previos como en el día de evento; sin embargo, los días posteriores al anuncio muestran una respuesta positiva para unos sectores (1, 4 y 5) y negativa para otros (2, 3 y 6). Respecto al componente “no subyacente”, la respuesta es negativa en toda la ventana de evento, sin excepción, aunque los coeficientes muestran significación estadística sólo en los días previos y posteriores al anuncio de inflación.

En los días previos al anuncio, los sectores 2 y 5 de forma individual y el total del mercado, en conjunto, exhiben una respuesta negativa y significativa ante cambios en el componente “no subyacente” de la tasa de inflación. Si nos centramos en los días posteriores, además de presentar significación estadística el total del mercado, los sectores individuales 1, 2 y 4 responden de forma significativa y negativa ante *shocks* en el componente más variable de la tasa de inflación.

Al centrarnos en el otro factor que incorporamos al modelo, es decir, el cambio en el *spread* entre la inflación armonizada española y europea, en este caso los resultados también varían sustancialmente respecto al de pruebas anteriores, sobre todo en periodos expansivos en lo que a actividad económica se refiere.

Pasando a analizar los resultados de forma más detallada, si enfocamos la atención en los días previos al anuncio de inflación, observamos como la mayoría de coeficientes muestran signo positivo y no significativo. Sin embargo, los sectores 1, 3 y 5, “Petróleo y Energía”, “Bienes de Consumo” y “Servicios Financieros e

Inmobiliarios”, así como el total del mercado presentan coeficientes que exhiben un nivel elevado de significación estadística en un determinado escenario, *spread* positivo en etapas no expansivas (+, *NH*). Este signo positivo se puede explicar desde la creencia de que las empresas de todos los sectores en general, y principalmente de los sectores 1, 3 y 5 en particular, pueden interpretar el hecho de que la inflación española se aleje de la inflación comunitaria en etapas de crecimiento medio/bajo como una “buena noticia” para los precios y los rendimientos de los activos, ya que esta noticia supone que la economía española está creciendo por encima de la comunitaria y, además, se está entrando en una fase de mayor crecimiento económico, caracterizada por una mayor “teórica” capacidad de las empresas para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas. Por tanto, los cambios en el *spread* positivos en etapas no expansivas tienen un efecto positivo y significativo sobre los rendimientos sectoriales.

Algunas teorías y trabajos (Veronesi, 1999, Adams et al., 2004, Docking y Koch, 2005 y Boyd et al., 2005) explican este comportamiento asumiendo que las noticias no son en sí mismas “buenas o malas”, sino que el agente económico las interpreta en función del contexto en el que éstas se reciben. Por ejemplo, el hecho de que la tasa de inflación armonizada española se aleje de la europea en un contexto no expansivo (+, *NH*) supone que la economía española está empezando a crecer, está entrando en una fase expansiva de mayor crecimiento que el registrado en la zona euro, por lo que esta noticia es interpretada como una “buena noticia”.

En el día de anuncio, la respuesta que muestran los rendimientos sectoriales es muy variada en lo que se refiere al signo. En la mayoría de los casos no encontramos significación estadística, aunque destaca la estabilidad en el signo que presentan los coeficientes que acompañan a los cambios negativos (caso en el que la inflación española se acerca a la inflación de la zona euro) en etapas de crecimiento medio/bajo de la economía (-, *NH*). La respuesta de los rendimientos es positiva en estos casos y significativa estadísticamente para los sectores 1, 2, 4 y 6, “Petróleo y Energía”, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, “Servicios de Consumo” y “Tecnología y Telecomunicaciones”, y para el total del mercado en su conjunto. Si la tasa de inflación armonizada española se acerca a la tasa que se ha dado en la UE, los rendimientos sectoriales se ven afectados positivamente en etapas no expansivas. Desde el punto de vista de la teoría de la capacidad de absorción de la inflación, podemos pensar que la habilidad de las empresas, fundamentalmente de los sectores enunciados, para trasladar a precios esa mayor inflación diferencial en España respecto a la UE es muy baja, por lo

que la noticia de que dicho diferencial se reduce es una “buena noticia” en periodos en los que la capacidad de absorción es reducida.

Es importante destacar el comportamiento significativo estadísticamente que presenta el sector 3, “Bienes de Consumo”, para el cual la respuesta es significativa y negativa cuando la inflación armonizada española se aleja de la europea en fases expansivas, evidenciando las tradicionales dificultades que presenta este sector por la enorme competencia exterior a la que está sometido. Además, al igual que en los días previos, un *spread* positivo en etapas de crecimiento medio/bajo se interpreta en el mercado como una “buena noticia”, ya que la economía española está entrando en una fase expansiva y superior a la de la UE, lo que supone que las empresas, en principio, exhiban una mayor capacidad de absorción de la inflación. Así, los rendimientos sectoriales se incrementan de forma significativa estadísticamente en este escenario. Por último, el sector 3 es el único que muestra una respuesta significativamente distinta entre los escenarios definidos, según el contraste de *Wald* realizado.

Finalmente, en los dos días posteriores al anuncio de inflación de la tasa armonizada, también encontramos una respuesta que fluctúa en signo a través de los diferentes sectores y que, en general, no presenta significación estadística. Sin embargo, sí que podemos encontrar un comportamiento estable en un determinado escenario. Todos los sectores se caracterizan por presentar una respuesta positiva y no significativa ante sorpresas negativas (convergencia de la inflación española hacia la europea) en fases no expansivas (-, *NH*). Como hemos comentado anteriormente, las empresas presentan una capacidad de absorción de la inflación más reducida en etapas no expansivas, por lo que si la inflación armonizada española converge hacia la europea en etapas de crecimiento medio/bajo, los rendimientos sectoriales se verán afectados positivamente, ya que se considera una “buena noticia”. Destacamos además la respuesta negativa y significativa estadísticamente que observamos en los rendimientos del sector 1, “Petróleo y Energía”, si la inflación española converge a la europea en expansión. Como las empresas relacionadas con el petróleo marcan en buena medida la dinámica de la inflación de un país, es lógico observar que si la tasa de inflación se ha reducido y converge hacia la tasa registrada en la UE, esta noticia puede ser interpretada como una “mala noticia” y, por tanto, afectará negativamente a los rendimientos del sector. Podemos afirmar, por tanto, que los resultados están sugiriendo que la capacidad de absorción de la inflación depende del ciclo económico, tema que será objeto de estudio en futuras investigaciones.

Realizamos, de nuevo, un contraste intersectorial de igualdad de respuesta en cada escenario. En general, no podemos rechazar la hipótesis inicial de que todos los sectores responden de la misma forma ante los *shocks* estudiados. Sin embargo, ante incrementos de *spreads* positivos en etapas no expansivas el mismo día de anuncio, podemos suponer que los sectores responden de forma significativamente distinta (valor del estadístico  $\chi^2$  en el test de *Wald* de 26.067, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula a un nivel de significación del 1 %), así como ante incrementos de *spreads* negativos en etapas expansivas ( $\chi^2 = 12.90$ , por lo que rechazamos la hipótesis de igualdad de respuesta a un nivel del 5 %).<sup>81</sup>

### 9. Respuesta a largo plazo de los rendimientos sectoriales a anuncios de inflación

Para analizar la respuesta a largo plazo de los rendimientos sectoriales ante los distintos componentes de la tasa de inflación y el *spread* entre la tasa de inflación española y europea realizamos una prueba en la que utilizamos los rendimientos mensuales de los distintos sectores de la economía española. Para ello hemos construido carteras sectoriales y hemos obtenido los rendimientos mensuales correspondientes.

Los rendimientos se calculan a partir del precio de cierre del último día del mes actual y el precio de cierre del último día del mes anterior.<sup>82</sup> A partir de los rendimientos mensuales de las empresas cotizadas en cada momento del tiempo, obtenemos el rendimiento sectorial (carteras sectoriales) como media equiponderada, así como el rendimiento mensual agregado de las 115 empresas que componen la muestra.

Para construir las carteras sectoriales realizamos el siguiente procedimiento. En primer lugar, hemos asignado cada empresa a un sector, según la clasificación vigente desde Enero de 2005. Posteriormente, hemos calculado series de rendimientos para cada uno de los sectores como promedio de las empresas para las que tenemos el dato correspondiente cada mes. Finalmente, hemos creado una *proxy* del total de la economía como agregado de los seis sectores analizados. El número mínimo de empresas que se incorporan en cada índice sectorial es el siguiente: sector 1 (7), sector 2 (15), sector 3 (7), sector 4 (4), sector 5 (19), sector 6 (2) y el total del mercado (54).

---

<sup>81</sup> Hay que tener en cuenta que debido a la alta correlación entre los rendimientos sectoriales, puede que los estadísticos utilizados no sean totalmente válidos.

<sup>82</sup> Para ello se ha tenido en cuenta que el último día para el cuál tenemos información de precios pertenezca a la última semana del mes.



Para este análisis hemos podido alargar la muestra (desde Enero de 1993 a Diciembre de 2004), ya que la disponibilidad de estadísticas coyunturales que nos condicionaba la muestra del estudio de eventos desaparece.

El modelo que proponemos es el siguiente:

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot \Delta spread_t + \beta_{j4} \cdot \Delta\pi_{t-1}^S + \beta_{j5} \cdot \Delta\pi_{t-1}^{NS} + \beta_{j6} \cdot \Delta spread_{t-1} + u_{jt} \quad [4.17]$$

en el que incorporamos los retardos de los dos componentes en que hemos dividido la tasa de inflación así como del diferencial entre la inflación española y europea.

Los resultados de la estimación a través de metodología SUR se muestran en la tabla 4.14.

**Tabla 4.14.-** Respuesta sectorial a largo plazo

RS1..., RST denota el rendimiento del sector 1, 2..., 6 y del total del mercado.  $r_{jt}$  representa los rendimientos mensuales en cada periodo  $t$  para cada sector  $j$ ,  $\pi_t^S$  la tasa de inflación subyacente,  $\pi_t^{NS}$  la tasa de inflación “no subyacente”,  $spread_t$  es el diferencial entre la inflación española y europea, ambas armonizadas, (ortogonalizado) y  $\varepsilon_{jt}$  representa la perturbación aleatoria del sector  $j$ . La muestra comprende desde Febrero de 1993 a Diciembre de 2004 y la siguiente regresión se ha estimado utilizando metodología SUR. Los  $t$ -statistics aparecen entre paréntesis <sup>a</sup>  $p < 0.10$ , <sup>b</sup>  $p < 0.05$ , <sup>c</sup>  $p < 0.01$

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} \cdot \Delta\pi_t^S + \beta_{j2} \cdot \Delta\pi_t^{NS} + \beta_{j3} \cdot \Delta spread_t + \beta_{j4} \cdot \Delta\pi_{t-1}^S + \beta_{j5} \cdot \Delta\pi_{t-1}^{NS} + \beta_{j6} \cdot \Delta spread_{t-1} + u_{jt}$$

	RS1	RS2	RS3	RS4	RS5	RS6	RST
$\Delta\pi_t^S$	2.2519 (0.6808)	-0.5569 (-0.1423)	0.3465 (0.0936)	2.3483 (0.5863)	1.4218 (0.5192)	-3.5867 (-0.5642)	0.7026 (0.2173)
$\Delta\pi_t^{NS}$	-1.7136 (-0.7467)	-5.2825 <sup>a</sup> (-1.9459)	-2.4958 (-0.9722)	-3.5893 (-1.2917)	-2.3474 (-1.2357)	-5.5243 (-1.2527)	-3.3784 (-1.5061)
$\Delta spread_t$	-0.2308 (-0.0949)	-1.4277 (-0.4964)	1.5286 (0.5621)	1.6277 (0.5529)	0.4814 (0.2392)	2.6855 (0.5748)	0.1940 (0.0817)
$\Delta\pi_{t-1}^S$	-7.5645 <sup>b</sup> (-2.4704)	-9.3633 <sup>c</sup> (-2.5849)	-5.6047 (-1.6361)	-7.4494 <sup>b</sup> (-2.0090)	-4.9645 <sup>a</sup> (-1.9586)	-10.2392 <sup>a</sup> (-1.7400)	-7.2461 <sup>b</sup> (-2.4209)
$\Delta\pi_{t-1}^{NS}$	-0.9844 (-0.4160)	-0.1291 (-0.0461)	0.8930 (0.3373)	-2.2232 (-0.7759)	-1.4417 (-0.7360)	-1.6140 (-0.3549)	-1.1131 (-0.4812)
$\Delta spread_{t-1}$	-1.0077 (-0.4140)	-3.5474 (-1.2321)	-0.4241 (-0.1558)	-0.7784 (-0.2641)	-0.2261 (-0.1122)	0.5568 (0.1190)	-0.9643 (-0.4053)
$R^2_{aj}$	0.0040	0.0351	-0.0137	0.0027	-0.0024	-0.0045	0.0134

El resultado más importante que obtenemos es la relación negativa y significativa que encontramos entre los rendimientos sectoriales y el componente subyacente de la tasa de inflación española retardado un periodo, es decir, el componente estructural de la tasa de inflación.

Destacamos que este resultado es bastante consistente, ya que aparece en todos los sectores (con la excepción del sector 3, “Bienes de Consumo”) y nos viene a decir que la parte estructural de la tasa de inflación es la que afecta en mayor medida a los rendimientos sectoriales en un análisis a largo plazo. Además, el componente subyacente que presenta significación estadística es el correspondiente al primer

retardo, es decir, que la tasa de inflación afecta a los rendimientos una vez que es anunciada y no en el momento en el que se ha producido.

Del resto de resultados, reseñamos la relación negativa entre el componente “no subyacente” actual de la inflación y los rendimientos sectoriales, que incluso muestra significación estadística para el caso del sector 2 (Mat. Básicos, Industria y Construcción). Observamos, de esta forma, como el componente más coyuntural de la tasa de inflación afecta a los rendimientos sectoriales en el mismo momento del tiempo en el que se produce y además lo hace de forma significativa sobre el sector 2.

En lo que se refiere a la variable *spread* que puede reflejar el nivel de competitividad de un país, los coeficientes que presenta son inestables en cuanto al signo y, además, no ofrecen significación estadística.

Por último, el contraste de igualdad de respuesta intersectorial a través del test de *Wald* nos confirma que sólo podemos rechazar la hipótesis inicial a un nivel del 5 % ante cambios en el componente “no subyacente” de la inflación y el *spread*, ambos retardados.

## 10. Resumen y conclusiones

El análisis de la respuesta de los rendimientos de los activos ante cambios en determinados anuncios (fundamentalmente macroeconómicos, como la tasa de inflación en nuestro caso) se ha realizado en trabajos recientes para otros mercados, como en Mestel y Gurgul (2003), Adams et al. (2004), Boyd et al. (2005), Docking y Koch (2005), Pearce y Solakoglu (2006) y Funke y Matsuda (2006). Aunque su aplicación al caso español es ya una contribución a la literatura, sin embargo, hemos querido dar un paso más proponiendo nuevas variables explicativas.

Las dos variables que proponemos para analizar la respuesta de los rendimientos sectoriales ante el anuncio de inflación son la tasa de inflación subyacente (y el componente “no subyacente”) y el diferencial o *spread* entre la tasa de inflación armonizada española y europea. Ambas medidas centran la atención de multitud de trabajos recientes, que intentan encontrar buenos estimadores de una y otra o que explican su importancia en las decisiones de política monetaria (Wynne y Rodríguez-Palenzuela, 2004, Cecchetti y Wynne, 2003, y Matilla-García, 2005).

La incorporación de los cambios totales en la tasa de inflación, teniendo en cuenta la parte que se debe a componente subyacente y “no subyacente”, se deriva de la importancia del papel que numerosos trabajos han señalado que desempeña dicha

inflación subyacente. Los resultados que hemos encontrado se repiten en todas las pruebas realizadas y son similares a los que encontrábamos en el capítulo previo al analizar la respuesta frente al total del cambio en la tasa de inflación. Además, destacamos que, en general, el componente “no subyacente”, que es el más volátil dentro de la tasa de inflación, es el que afecta de forma negativa y significativa a los rendimientos sectoriales en el análisis a corto plazo, mientras que el componente subyacente es el que afecta a los rendimientos sectoriales en el largo plazo, resultado que esperábamos obtener antes de realizar el análisis empírico.

La razón por la que hemos incorporado la segunda medida que recoge el cambio en el diferencial entre la inflación armonizada española y europea es que esta variable nos permite analizar y estudiar la repercusión que tiene sobre los rendimientos sectoriales el hecho de que la tasa de inflación española (y armonizada con respecto al resto de países de la zona euro) se distancie de la registrada en la UE. De esta forma, podemos observar el comportamiento diferencial de cada sector y afirmar si alguno de ellos tiene una mayor capacidad para absorber los *shocks* inflacionistas que se producen en España por encima de los que ocurren en el conjunto de la zona euro.

Si nos centramos en el análisis a corto plazo, en la primera prueba que hemos realizado con el *spread* y la tasa de inflación (distinguiendo entre componente subyacente y “no subyacente”) destaca el hecho de que en el día de anuncio se observa una relación negativa entre el diferencial de inflación y los rendimientos sectoriales. Por tanto, cuando la inflación armonizada española se distancia de la inflación europea, los rendimientos sectoriales se reducen. Además, hay que señalar que el sector 1, “Petróleo y Energía”, es el único que muestra una relación negativa y significativa estadísticamente.

Cuando incorporamos al análisis la dirección del cambio en el *spread*, los resultados corroboran, en esencia, las conclusiones anteriores, ya que en el día de anuncio los rendimientos sectoriales muestran coeficientes positivos y significativos si la tasa de inflación española se acerca a la de la UE (cambios negativos). Como hemos mencionado anteriormente, esa noticia será interpretada por el mercado como una “buena noticia”, por lo que incrementará el rendimiento de los distintos sectores. En los días anteriores al evento, las sorpresas positivas en el *spread* también son interpretadas como “buenas noticias”, ya que los rendimientos sectoriales se ven afectados positivamente y de forma significativa. La explicación de este hecho podría ser la elevada capacidad de absorción de la inflación que exhiben las empresas de los sectores

(fundamentalmente de los sectores 1 y 5), resultado que confirma el análisis realizado en el capítulo dos.

Finalmente, teniendo en cuenta el estado de la economía, los resultados corroboran la idea que defendíamos en las anteriores pruebas y que consistía en que, en el día de anuncio, la convergencia de la tasa de inflación armonizada española con la europea tiene repercusiones positivas sobre los rendimientos sectoriales en etapas no expansivas. Cuando nos encontramos en periodos de crecimiento económico medio/bajo, en los que las empresas suelen presentar una baja capacidad de absorción de la inflación, el hecho de que la inflación española se aproxime a la europea es acogido como una “buena noticia”, ya que las empresas no tendrán que hacer frente a un mayor alza en el nivel de precios que el registrado en la UE. Comprobamos, además, que los sectores más sensibles, es decir, que presentan una respuesta significativa estadísticamente, son los de “Petróleo y Energía”, “Mat. Básicos, Industria y Construcción”, “Servicios de Consumo” y “Tecnología y Telecomunicaciones”.

También comprobamos como en los días posteriores al anuncio de inflación, las sorpresas positivas en el *spread* afectan negativamente al sector 3 en expansión y de forma positiva en fases no expansivas, mostrando en ambos casos significación estadística, es decir, el mercado interpreta como una “mala noticia” el que la tasa de inflación española armonizada se haya situado por encima de la europea en etapas expansivas, pero no en el resto de periodos. Evidenciamos que las empresas parece que muestran dificultad para trasladar a precios los *shocks* inflacionistas que se producen en España por encima de los registrados en la zona euro. Este resultado es consistente con la creencia previa de que el sector 3, “Bienes de Consumo”, es un sector expuesto en gran medida a la competencia externa.

En el análisis a largo plazo, observamos como los cambios en el componente subyacente de la tasa de inflación son los que afectan negativamente y en mayor medida a los rendimientos sectoriales. De esta forma, comprobamos como el componente estructural de la tasa de inflación es el que tiene efectos negativos y significativos en el largo plazo, conclusión que esperábamos obtener *a priori*.

A corto plazo, los indicadores más coyunturales (inflación “no subyacente” y *spread* entre la inflación española y europea) son los que afectan a los rendimientos sectoriales, mientras que a largo plazo es el indicador estructural (inflación subyacente o *core inflation*) el que exhibe unos efectos mayores sobre los rendimientos.

Como hemos afirmado anteriormente, los resultados obtenidos sugieren que la capacidad de absorción de la inflación depende del ciclo económico, por lo que una línea de investigación futura podría consistir en analizar si esta evidencia realmente se cumple en el caso de las empresas españolas que cotizan en bolsa.

Para concluir, destacamos de nuevo las aportaciones que este último análisis realiza a la literatura, el cual incorpora como variable explicativa novedosa, no sólo la tasa de inflación distinguiendo entre el componente subyacente del “no subyacente”, sino también teniendo en cuenta en qué medida puede afectar a los rendimientos de los activos sectoriales el hecho de que la inflación española se distancie o converja a la tasa de inflación armonizada europea, teniendo en cuenta todas las implicaciones que pueda tener sobre la política económica de un determinado país de la UE.

## CAPÍTULO 5. Conclusiones

Hemos comenzado esta memoria de investigación destacando el interés por estudiar el impacto de las variaciones de los tipos de interés en la cotización de las acciones de empresas tanto financieras como no financieras, prestando especial atención en las fluctuaciones experimentadas por los *shocks* inflacionistas.

Para ello, en primer lugar se ha intentado revisar la literatura que estudia la relación entre los rendimientos de los activos y los tipos de interés, proponiendo una nueva clasificación de los modelos revisados, lo que supone la primera aportación de este trabajo de investigación. Esta clasificación diferencia entre trabajos que se han basado en el clásico modelo de descuento de dividendos, aquellos que han partido de diferentes modelos de factores (Stone, 1974, y Fama y French, 1993) y, por último, los trabajos “híbridos” que se han basado en los dos tipos expuestos anteriormente, los primeros para justificar de forma teórica el trabajo, y los segundos para realizar el análisis empírico.

En cada uno de los casos, se han construido unas tablas con los principales trabajos revisados y sus características más relevantes, con el objetivo de añadir valor a la literatura existente, no sólo con la clasificación que proponemos, sino también con la recopilación de trabajos “clave” encuadrados en cada uno de los bloques.

Por tanto, este primer capítulo nos ha permitido establecer las bases de nuestra investigación, la motivación que nos ha llevado a centrarnos en este tema, así como una propuesta de clasificación de los diferentes modelos que se han estudiado y que analizan la repercusión de las variaciones de los tipos de interés (en general) sobre el precio/rendimiento de las acciones.

A la hora de analizar las repercusiones de las variaciones de los tipos de interés sobre el mercado bursátil hay que distinguir el origen de dicha variación. Por ello, otra contribución que aporta este trabajo para el mercado español es aquella que se refiere al análisis sectorial de la incidencia de los cambios en los tipos de interés nominales sobre las cotizaciones bursátiles, separando el efecto de los cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada. Como hemos afirmado, el valor de la empresa se verá afectado por fluctuaciones de tipos de interés, pero su efecto, según algunos autores, dependerá de la capacidad que tengan las empresas de transferir los *shocks* inflacionistas a los precios de sus productos y servicios. Por ello, será muy importante la estimación de los coeficientes de absorción de la inflación (*flow-through*) de las

empresas españolas, para analizar así dicha capacidad mencionada anteriormente. En el segundo capítulo proponemos una estimación de la capacidad de absorción de la inflación que muestran las empresas españolas a nivel sectorial, concluyendo que dicha capacidad será muy distinta a través de los diferentes sectores.

Siguiendo a Asikoglu y Ercan (1992), y tras los resultados obtenidos en el capítulo 2, suponemos que no todas las empresas o industrias tienen la misma habilidad de mantener el crecimiento de sus ganancias en períodos inflacionistas. Aunque un incremento en la inflación afecta de forma adversa a los precios de los activos, en general, las empresas que operan en sectores con elevada capacidad de absorción de la inflación son menos sensibles a la inflación en comparación con las que operan en sectores de baja capacidad de absorción. Se puede afirmar que los precios de las acciones se benefician de incrementos de capacidad de absorción a través del tiempo. Por tanto, suponemos que las empresas con mayor capacidad *flow-through* o de absorción de la inflación estarán expuestas a una menor sensibilidad frente a variaciones en los tipos de interés nominales y la tasa de inflación.

El siguiente paso, que se muestra en el capítulo 2, ha consistido en analizar la sensibilidad de las acciones del mercado bursátil español frente a variaciones en los tipos de interés nominales, reales y la tasa de inflación esperada desde la perspectiva del modelo de dos factores (Stone, 1974). Una tercera contribución que aportamos con este trabajo consiste en estimar por primera vez con datos españoles la sensibilidad de los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada.

Los resultados obtenidos de la extensión propuesta del modelo de Stone (1974) vienen a decir que un amplio número de empresas muestra una sensibilidad significativa y negativa ante cambios en los tipos de interés reales (resultado similar al obtenido frente a variaciones en los tipos de interés nominales), siendo el porcentaje de empresas muy similar al de otros trabajos. Por otro lado, los rendimientos de las empresas responden de forma negativa pero generalmente no significativa frente a cambios en la tasa de inflación, resultado en la línea de Tessaromatis (2003), aunque es importante señalar que dicha duración es claramente inferior a la duración total.

Finalmente, hemos encontrado evidencia en el caso español de una relación negativa y significativa entre la capacidad de absorción de la inflación o *flow-through* y la sensibilidad de los rendimientos a nivel sectorial ante cambios en los tipos de interés

nominales, resultado que supone una contribución importante a la literatura relacionada con el estudio de la capacidad de absorción de la inflación.

También estudiamos otros posibles factores explicativos de la sensibilidad que presentan los rendimientos sectoriales ante cambios en los tipos de interés, en la línea de estudios recientes, como Tessaromatis (2003), Bartram (2002) y Soto et al. (2005). En lo que se refiere a dichos factores explicativos, el nivel de liquidez de la empresa juega un papel importante a la hora de explicar la sensibilidad ante tipos de interés reales, ya que supone un elemento amortiguador de la misma. El nivel de apalancamiento está directamente relacionado con la sensibilidad, mientras que las oportunidades de crecimiento y el tamaño de la empresa están relacionados de forma inversa con la sensibilidad.

Centrándonos en uno de los factores importantes que hemos incorporado en el modelo propuesto en el capítulo 2, los siguientes (capítulo 3 y parte del capítulo 4) se centran en estudiar el impacto que tienen las noticias de inflación sobre los rendimientos sectoriales, realizando un análisis de “estudio de eventos”. Tenemos en cuenta el signo de las sorpresas de inflación, el estado de la actividad económica e incluso analizamos si el cambio de metodología en la elaboración del IPC (la plena adaptación a la clasificación de grupos europea, la inclusión de las rebajas en su cálculo, la ampliación de la muestra de municipios y establecimientos, la actualización de la cesta de la compra, mejoras técnicas en el tratamiento de los precios y la revisión anual de las ponderaciones) afectan a la respuesta de los rendimientos sectoriales ante dicho anuncio (Joyce y Read, 2002, Mestel y Gurgul, 2003, y Docking y Koch, 2005).

La principal contribución del estudio, además de analizar por primera vez el mercado español, consiste en realizar un análisis sectorial que permite estudiar la respuesta diferencial de cada sector de actividad partiendo de la idea de que las características de las empresas, en especial su distinta capacidad de absorción de la inflación, pueden determinar en última instancia la relación entre la inflación no esperada y los rendimientos de las acciones. Para completar el análisis del capítulo 3, nuestro trabajo contribuye a la literatura intentando explicar la respuesta de los rendimientos sectoriales ante anuncios de inflación (teniendo en cuenta la dirección del cambio y el estado de la actividad económica) en función de la reacción de alguno de los componentes considerados por la literatura como causantes de los movimientos en los precios de los activos, según el modelo de descuento de dividendos. Estos tres



factores son el tipo de interés libre de riesgo, las expectativas de crecimiento de los dividendos empresariales y la prima de riesgo de las acciones.

Obtenemos evidencia de la existencia de diferencias en la respuesta de los distintos sectores ante sorpresas inflacionistas, las cuáles dependen no sólo de la dirección de dichas sorpresas, sino también del estado de la economía. Según la literatura, la reacción de los inversores depende de la dirección del mercado, por lo que eventos económicos idénticos provocan diferentes reacciones en función del contexto en el que se desarrollan (*Behavioural Finance Hypothesis*, BFH, Veronesi, 1999). En este estudio, junto al contexto en el que se desarrolla el evento, incorporamos como posible explicación a la respuesta de los rendimientos sectoriales frente a anuncios de inflación la capacidad de las empresas de cada sector para repercutir a precios las sorpresas inflacionistas (*Flow-Through Hypothesis*, FTH, Estep y Hanson, 1980), aportando un valor añadido a los estudios realizados hasta ahora.

Nuestros resultados sugieren que el mercado bursátil español es eficiente, ya que el anuncio de inflación afecta a los rendimientos sectoriales fundamentalmente el día de evento. Sin embargo, observamos cierta ineficiencia, ya que determinadas respuestas de los rendimientos sectoriales se adelantan al anuncio de inflación, mientras que otras se retrasan en el tiempo.

Del análisis de la relación entre el anuncio de inflación y cada uno de los tres factores fundamentales del precio de las acciones según el modelo de descuento de dividendos (tipo de interés libre de riesgo, expectativas de crecimiento de las ganancias empresariales y prima de riesgo de las acciones) se deduce que las expectativas de crecimiento de los dividendos empresariales consiguen explicar perfectamente el comportamiento de los rendimientos sectoriales ante los anuncios de inflación.

En el capítulo 4 proponemos, como última contribución de este trabajo, la inclusión de dos variables en un mismo contexto de análisis de estudio de eventos (corto plazo), así como en un estudio a largo plazo. Basándonos en la importancia que se le da a estas variables en numerosos trabajos recientes (Cecchetti y Wynne, 2003, Bauer et al., 2004, y Matilla-García, 2005), proponemos la incorporación de los componentes subyacente y “no subyacente” de la tasa de inflación, así como el diferencial o *spread* entre la inflación armonizada española y europea, como indicador definitivo de la convergencia o el distanciamiento que está sufriendo dicha tasa de inflación española respecto a la registrada en la UE. Nuestro análisis pretende estudiar si esa inflación subyacente o el diferencial propuesto afecta a todos los sectores por igual y en qué

medida. Asumimos que en el anuncio del dato de inflación no sólo es importante si sube o baja la tasa de inflación interanual, sino también si nos estamos distanciando o no de Europa.

A corto plazo, los indicadores más coyunturales (inflación “no subyacente” y *spread* entre la inflación española y europea) son los que afectan a los rendimientos sectoriales, mientras que a largo plazo es el indicador estructural (inflación subyacente o *core inflation*) el que exhibe unos efectos mayores sobre los rendimientos.

Para concluir, destacamos de nuevo las aportaciones que este último análisis realiza a la literatura, el cual incorpora como variable explicativa novedosa, no sólo la tasa de inflación distinguiendo entre el componente subyacente del “no subyacente”, sino también teniendo en cuenta en qué medida puede afectar a los rendimientos de los activos sectoriales el hecho de que la inflación española se distancie o converja a la tasa de inflación armonizada europea, teniendo en cuenta todas las implicaciones que pueda tener sobre la política económica de un determinado país de la UE.

Con estos capítulos se ha intentado responder a gran parte de los interrogantes relacionados con la respuesta que los rendimientos a nivel sectorial muestran ante *shocks* en los tipos de interés, distinguiendo entre variaciones en los tipos de interés reales y la tasa de inflación esperada, siendo éste un tema importante para los gestores de carteras, que intentan minimizar el riesgo asumido.

Para finalizar, se exponen las principales líneas de investigación futura, que se centran en intentar analizar la dirección de causalidad entre los *shocks* en el precio del petróleo y los *shocks* inflacionistas, ya que, *a priori*, se piensa que el precio del petróleo es el que marca fundamentalmente en nuestros días el nivel de precios de una economía.

Otra idea que queremos desarrollar consiste en realizar un análisis de la sensibilidad de los rendimientos sectoriales, suponiendo que las oportunidades de crecimiento (o lo que algunos autores han denominado “Factor Franquicia”) son tratadas como opciones reales (Hevert et al., 1998a, 1998b, Kadiyala, 2000, Cornell, 2000).

En nuestra línea de investigación futura se está estudiando la posibilidad de estandarizar las estimaciones de la capacidad de absorción de la inflación que se desarrollan en este trabajo para poder contar con valores del coeficiente *flow-through* que se encuentren entre cero y uno, y de esa forma poder incorporarlos en un modelo que nos permita diferenciar dos partes en los *shocks* inflacionistas:

1. Una primera parte que recoja el efecto de los cambios en la tasa de inflación sobre los rendimientos de las acciones teniendo en cuenta la capacidad de absorción de la inflación de las empresas (*Flow-Through Hypothesis*, Estep y Hanson, 1980).

2. Y otra parte que muestre si dicho movimiento en la tasa de inflación puede ser interpretado como una buena o una mala noticia por parte de los agentes económicos en función del signo del cambio y el contexto económico en el que se produce (*Behavioural Finance Hypothesis*, Veronesi, 1999).

Como futura línea de investigación, nos planteamos también la posibilidad de incluir en la estimación de los modelos propuestos (extensiones del modelo de Stone, 1976, separando los cambios en los tipos de interés nominales en cambios en tipos de interés reales y tasa de inflación esperada) el ratio de apalancamiento en las estimaciones de la sensibilidad ante cambios en los tipos de interés reales y la tasa de inflación, para poder obtener una especie de duración “desapalancada”. En ese mismo modelo, y en la medida de lo posible, nos plantearemos la posibilidad de incorporar también los coeficientes de absorción de la inflación, como medida estandarizada de la capacidad *flow-through* estimada en este trabajo.

Proponemos también la posibilidad de utilizar otro tipo de modelos para determinar el estado de la economía, dentro de nuestro análisis de estudio de eventos. Entre ellos destacamos los *Markov-Switching models* y *threshold models*, utilizados ampliamente en la literatura (Hess, 2003, Ferrara, 2003, Moolman, 2004, Hondroyannis y Papapetrou, 2006, y Jensen y Liu, 2006).

Por último, teniendo en cuenta que los resultados obtenidos sugieren que la capacidad de absorción de la inflación depende del ciclo económico, una línea de investigación futura podría consistir en analizar si esta evidencia realmente se cumple en el caso de las empresas españolas que cotizan en bolsa.

Se trata, por tanto, de un trabajo de investigación que comienza su andadura a partir de esta tesis doctoral que hoy se presenta, pero que, como se puede observar, mira hacia el futuro, intentando no sólo mejorar el trabajo expuesto, sino también desarrollar otros análisis complementarios, que nos permitirán seguir arrojando luz sobre los distintos temas económicos que nos motivan.

...

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abad, P. y Robles, M. D. (2003): “Contenido informativo de los cambios de *rating* en el mercado de valores español”, *Working Paper, XI Foro de Finanzas*, Alicante.

Ackert, L. F. y Athanassakos, G. (2005): “The relationship between short interest and stock returns in the Canadian market”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, Nº 7, pp. 1729-1749.

Adams, G., McQueen, G. y Wood, R. (2004): “The Effects of Inflation News on High Frequency Stock Returns”, *Journal of Business*, Vol. 77, Nº 3, pp. 547-574.

Aharony, J., Saunders, A. y Swary, I. (1986): “The Effect of Shift in Monetary Policy Regime on the Profitability and Risk of Commercial Banks”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 363-377.

Ahrens, R. (2002): “Predicting recessions with interest rate spreads: a multicountry regime-switching analysis”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, Nº 4, pp. 519-537.

Akella, S. R. y Chen, S. (1990): “Interest Rate Sensitivity of Bank Stock Returns. Specification Effects and Structural Changes”, *The Journal of Financial Research*, Vol. XIII, Nº 2, pp. 147-154

Akella, S. R. y Greenbaum, S. I. (1992): “Innovations in Interest Rates, Duration Transformation and Bank Stock Returns”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 24, Nº 1, pp. 27-42.

Akgiray, V. (1989): “Conditional heteroskedasticity in time series of stock returns: Evidence and forecasts”, *Journal of Business*, Vol. 62, pp. 55-80.

Almeida, A., Goodhart, C. y Payne, P. (1998): “The effects of macroeconomic news on high frequency exchange rate behaviour”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33 (September), pp. 383-408.

Alonso, F. A., Ayuso, J. y Martínez, J. (1997): “El poder predictivo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española”, *Banco de España - Servicios de Estudios, Documento de trabajo nº 9722*.

Alonso, F. A. y Ayuso, J. (1996): “Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español”, *Banco de España – Servicio de Estudios, Documento de trabajo nº 9630*.

Alonso, F. Blanco, R. y Río, A. (2001): “Estimating inflation expectations using French government inflation-indexed bonds”, *Banco de España – Servicio de Estudios, Documento de trabajo Nº 0111*.

Alonso-Sánchez, F., Ayuso-Huertas, J. y Martínez-Pagés, J. (2000): “El Contenido Informativo de los Tipos de Interés sobre la Tasa de Inflación Española”, *Investigaciones Económicas*, Vol. XXIV, Nº 2, pp. 455-471.

Allayannis, G. y Mozumdar, A. (2004): "The impact of negative cash flow and influential observations on investment-cash flow sensitivity estimates", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28, Nº 5, pp. 901-930.

Allen, L. y Jagtiani, J. (1997): "Risk and Market Segmentation in Financial Intermediaries' Returns", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 12, pp. 159-173.

Allen, S. G., Clark, R. L y Sumner, D. A. (1986): "Post-Retirement Adjustments of Pension Benefits", *Journal of Human Resources*, Vol. 21, Nº 1, Winter, pp. 118-137.

Altissimo, F., Benigno, P. y Rodríguez Palenzuela, D. (2005): "Long-run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union", *Moneda y Crédito*, Nº 220, pp. 203-260.

Amihud, Y. (1996): "Unexpected Inflation and Stock Returns Revisited – Evidence from Israel", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, Nº 1 (February), pp. 22-33.

Anari, A. y Kolari, J. (2001): "Stock Prices and Inflation", *The Journal of Financial Research*, Vol. XXIV, Nº 4, pp. 587-602.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, X. y Vega, C. (2003): "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange", *The American Economic Review*, Vol. 93, Nº 1, pp. 38-62.

Aray, H. y Gardeazabal, J. (2004): "Macroeconomic Announcements and Stock Returns: The Case of Spain", *Documento de Trabajo*.

Aretz, K., Bartram, S. M. y Pope, P. F. (2005): "Macroeconomic Risks and the Fama and French / Carhart Model", *EFA 2005 Moscow Meeting*.

Ariño, M. A. y Canela, M. A. (2002): "Evolución de la inflación en España", *IESE, Centro Internacional de Investigación Financiera (CIIF), Documento de investigación Nº 446*.

Arshanapalli, B., D'Ouville, E., Fabozzi, F. y Switzer, L. (2006): "Macroeconomic news effects on conditional volatilities in the bond and stock markets", *Applied Financial Economics*, Vol. 16, Nº 5, pp. 377-384.

Asikoglu, Y. y Ercan, M. R. (1992): "Inflation Flow-Through and Stock Prices". *Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, Nº 3, pp. 63-68.

Asikoglu, Y. y Johson, L. D. (1986): "Inflation and Stock Prices: Empirical Estimation of Flowthrough Constants". *Queen's University Working Paper 86-20*, 1986.

Asikoglu, Y. y Johson, L. D. (1990): "Inflation and International Stock Prices". *Queen's University Working Paper 90-26*, 1990.

Aucremanne, L., Brys, G., Hubert, M., Rousseeuw, P. J. y Struyf, A. (2002): "Inflation, Relative Prices and Nominal Rigidities", *Working Paper Nº 20, National Bank of Belgium*.

Aznar, A. y Nievas, J. (1995): "Una propuesta de contraste del efecto *Fisher* con expectativas racionales: Aplicación al caso español". *Revista Española de Economía*, Vol. 12, pp. 281-305.

Bae, S. C. (1990): "Interest rate changes and common stock returns of financial institutions: Revisited", *The Journal of Financial Research*, Vol. 13, Nº 1, pp. 71-79.

Bagliano, F. C. y Morana, C. (2003): "A common trends model of UK core inflation", *Empirical Economics*, Vol. 28, Nº 1, pp. 157-172.

Bajo, O y Esteve, V. (1998): "¿Existe un efecto *Fisher* en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996", *Revista Española de Economía.*, Vol. 15, Nº 2, pp. 149-166.

Balduzzi, P., Edwin, E. y Green, T. C. (2001): "Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 36, Nº 4, pp. 523-543.

Barnard, I. y Villiers, Johann de (2003): "Size effects, growth opportunities and the sensitivity of share prices to interest rates", *Working Paper*.

Barrett, W. B., Gosnell, T. F. y Heuson, A. J. (2004): "Term-Structure Factor Shifts and Economic News", *Financial Analysts Journal*, Vol. 60, Nº 5, pp. 81-94.

Bartram, S. M. (2002): "The Interest Rate Exposure of Nonfinancial Corporations", *European Finance Review*, Vol. 6, Nº 1, pp. 101-125.

Bartram, S. M. (2004): "Linear and nonlinear foreign Exchange rate exposures of German Nonfinancial Corporations", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, Nº 4, pp. 673-699.

Batten, J., Mellor, R. y Wan, V. (1994): "Interest rate risk management practices and products used by Australian firms". *Research in International Business and Finance*, Vol. 11B, pp. 183-199.

Bauer, A., Haltom, N. y Peterman, W. (2004): "Examining Contributions to Core Consumer Inflation Measures", *Working Paper 2004-7 Federal Reserve Bank of Atlanta*.

Belk, P. y Glaum, M. (1990): "The management of foreign exchange rate risk in UK multinationals: An empirical investigation", *Accounting and Business Research*, 21, pp. 3-13.

Benink, H. y Wolff, C. (2000): "Survey Data and the Interest Rate Sensitivity of US Bank Stock Returns", *Economic Notes*, Vol. 29, Nº. 2, pp. 201-213.

Bernanke, B. S. y Blinder, A. S. (1992): "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *The American Economic Review*, Vol. 82, Nº 4, pp. 901-921.

Bernard, V. L. (1986): "Unanticipated Inflation and the Value of the Firm", *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, March, pp. 285-321.

Berument, H. y Jelassi, M. M. (2002): "The Fisher hypothesis: a multi-country analysis", *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1645-1655.

- Bessler, W. y Opfer, H. (2004): "Multi-Factor Asset Pricing Models for German Stocks: An Empirical Analysis of Time Varying Parameters", *EFMA 2004 Basel Meetings Paper*.
- Bodie, Z. (1976): "Common Stocks as a Hedge Against Inflation", *The Journal of Finance*, Vol. 31, N° 2, pp. 459-470.
- Bodie, Z., Marcus, A. J. y Merton, R. C. (1985): "Defined Benefit versus Defined Contribution Pension Plans: What Are the Real Tradeoffs?" *Working Paper*, N° 1719, *National Bureau of Economic Research*, October.
- Bodnar, G., Hayt, G., Marston, R. y Smithson, C. (1995): "Wharton survey of derivatives usage by US non-financial firms", *Financial Management*, Vol. 24, N° 2, pp. 104-114.
- Bonham, C. S. (1991): "Correct cointegration test of the long-run relationship between nominal interest and inflation", *Applied Economics*, Vol. 23, pp. 1487-1492.
- Booth, J. R. y Officer, D. T. (1985): "Expectations, interest rates and commercial bank stocks", *The Journal of Financial Research*, Vol. 8, pp. 51-58.
- Boyd, J. H., Hu, J. y Jagannathan, R. (2005): "The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News is Usually Good for Stocks", *The Journal of Finance*, Vol. 60, N° 2, pp. 649-672.
- Brandt, M. W. y Wang, K. Q. (2003): "Time-varying risk aversion and unexpected inflation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, N° 7, pp. 1457-1498.
- Brealey, R. A. y Myers, S. C. (1996): *Principles of Corporate Finance*, 5<sup>th</sup> ed. New York: McGraw-Hill, 1996.
- Brennan, M. J., Wang, A. W. y Xia, Y. (2004): "Estimation and test of a simple model of intertemporal capital asset pricing", *The Journal of Finance*, Vol. 59, N° 4, pp. 1743-1775.
- Brewer, E. y Lee, C. F. (1986): "The Impact of Market, Industry and Interest Rate Risks on Bank Stock Returns", *Federal Reserve Bank of Chicago, Staff Memoranda*, 86-4.
- Brookfield, D. y Morris, R. (1992): "The Market Impact of Uk Company News Announcements", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 19, N° 4, pp. 585-602.
- Brooks, R. M., Patel, A. y Su, T. (2003): "How the Equity Market Responds to Unanticipated Events", *Journal of Business*, Vol. 76, N° 1, pp. 109-133.
- Brooks, C. y Tsolacos, S. (1999): "The impact of economic and financial factors on UK property performance", *Journal of Property Research*, Vol. 16, N° 2, pp. 139-152.
- Calvet, L. E. y Fisher, A. J. (2005): "Multifrequency News and Stock Returns", *NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper No. 11441*, June.
- Campbell, J. (1987): "Stock returns and the term structure". *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, N° 2, pp. 373-399.

- Campbell, J. Y. y Mei, J. (1993): "Where do betas come from? Asset price dynamics and the sources of systematic risk", *The Review of Financial Studies*, Vol. 6, Nº 3, pp. 567-592.
- Campbell, J. Y. y Vuolteenaho, T. (2004): "Inflation Illusion and Stock Prices", *NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper No. 10263*, February.
- Caporale, G.M. y Pittis, N. (1996): "Testing for unbiasedness of term structure and interest differentials as predictors of future inflation changes and inflation differentials", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29, Nº 1, April, pp. 565-569.
- Caporale, T. y Jung, C. (1997): "Inflation and real stock prices", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, Nº 3, pp. 265-266.
- Carlson, M., Fisher, A. y Giammarino, R. (2006): "Corporate Investment and Asset Price Dynamics: Implications for SEO Event Studies and Long-Run Performance", *The Journal of Finance*, Forthcoming.
- Carrascal, U., González, Y. y Rodríguez, B. (2000): *Análisis Econométrico con EViews*, Ed. Ra-ma, Madrid.
- Casabona, P. A., Fabozzi, F. J. y Francis, J. C. (1984): "How to Apply Duration to Equity Analysis", *Journal of Portfolio Management*, Winter, pp.52-58.
- Cecchetti, S. G. y Wynne, M. A. (2003): "Inflation measurement and the ECB's pursuit of price stability: a first assessment", *Economic Policy*, Vol. 18, Nº 37, pp. 395-434.
- Chan, K. , Hendershott, P. y Sanders, A. (1990): "Risk and return on real estate: evidence from equity REITs", *Real Estate Economics*, Vol. 18, Nº 4, pp. 431-452.
- Chance, D. M. y Lane, W. R. (1980): "A re-examination of interest rate sensitivity in the common stocks of financial institution returns", *The Journal of Financial Research*, Vol. 3, pp. 49-56.
- Chen, C. y Chan, A. (1989): "Interest rate sensitivity, asymmetry, and the stock returns of financial institutions", *The Financial Review*, Vol. 24, pp. 457-473.
- Chen, K. y Tzang, D. (1988): "Interest-rate sensitivity of real estate investment trusts", *Journal of Real Estate Research*, Vol. 3, Nº 3, pp. 13-22.
- Chen, L-H. (2001): "Inflation, real short-term interest rates, and the term structure of interest rates: a regime-switching approach", *Applied Economics*, Vol. 33, Nº 3, pp. 393-400.
- Chen, N., Roll, R. y Ross, S. (1986): "Economic forces and the stock market", *Journal of Real Estate Research*, Vol. 3, Nº 3, pp. 13-22.
- Choi, J. J., Elyasiani, E. y Kopecky, K. J. (1992): "The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, pp. 983-1004.



Choi, J. J., Elyasiani, E. y Saunders, A. (1996): "Derivative Exposure and the Interest Rate and Exchange Rate Risks of US Banks", *New York University Salomon Center Working Paper*, N° 96-53.

Choudhri, E. U., Faruquee, H. y Hakura, D. S. (2005): "Explaining the exchange rate pass-through in different prices", *Journal of International Economics*, Vol. 65, N° 2, pp. 349-374.

Christie-David, R., Chaudhry, M. y Lindley, J. T. (2003): "The Effects of Unanticipated Macroeconomic News on Debt Markets", *The Journal of Financial Research*, Vol. 26, N° 3, pp. 319-339.

Cochran, S. J. y Defina, R. H. (1993): "Inflation's effects on real stock prices: new evidence and a test of the proxy effect hypothesis", *Applied Economics*, Vol. 25, pp. 263-274.

Cochrane, J. H. (2001): *Asset pricing*, Princeton University Press, New Jersey.

Cogley, T. (2002): "A Simple Adaptive Measure of Core Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, N° 1, pp. 94-113.

Cohen, R. D. (2002): "The Relationship between the Equity Risk Premium, Duration and Dividend Yield". *Working Paper*. University of Essex.

Copeland, L. S. y Stapleton, R. C. (1985): "Inflation, Interest Rate Risk and the Variance of Common Stock Prices", *New York University Salomon Brothers Center Working Paper* 364, October.

Cornell, B. (1999): "The Term Structure, the CAPM and the Market Risk Premium: An interesting puzzle", *Journal of Fixed Income*, Vol. 4, December, pp. 85-89.

Cornell, B. (2000): "Equity Duration, Growth Options, and Asset Pricing", *Journal of Portfolio Management*, Spring2000, Vol. 26, N° 3, pp.105-111.

Corredor, P. y Santamaría, R. (1996): "El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 25, N° 86, enero-marzo, pp. 235-252.

Cristadoro, R., Forni, M., Reichlin, L. y Veronese, G. (2005): "A Core Inflation Indicator for the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, N° 3, pp. 539-560.

Danthine, J. P. y Donaldson, J. B.; (1986): "Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*; Vol. 54, pp. 585-606.

Davis, E. P. y Fagan, G. (1996a): "Are financial spreads useful indicators of future inflation and output growth in EU countries?" *Mimeo, EMI*.

Davis, E. P. y Fagan, G. (1996b): "Indicator properties of financial spreads in the EU: evidence from aggregate union data", *Mimeo, EMI*.

Deacon, M. P. y Derry, A. J. (1994): "Estimating the term structure of interest rates". *Bank of England Working Paper* N° 24.

DeStefano, M. (2004): "Stock Returns and the Business Cycle", *The Financial Review*, Vol. 39, Nº 4, pp. 527-547.

Díaz, A. y Jareño, F. (2006): "Inflation News and Stock Returns, a Sectorial Analysis in the Spanish Case", *EFMA 2006 Madrid Meetings Paper*.

Díaz, A., Merrick, J. J. Jr. y Navarro, E. (2006): "Spanish Treasury bond market liquidity and volatility pre- and post-European Monetary Union", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, pp. 1309-1332.

Díaz, A. y Skinner, F. (2001): "Estimating Corporate Yield Curves", *The Journal of Fixed Income*, Vol. 11, Nº 2, pp. 95-103.

Dinenis, E. y Staikouras, S. K. (1998): "Interest rate changes and common stock returns of financial institutions: Evidence from the UK", *European Journal of Finance*, Vol. 4, Nº 2, pp. 113-127.

Dixit, A. y Pindyck, R. (1994): *Investment under Uncertainty*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Docking, D. S. y Koch, P. D. (2005): "Sensitivity of investor reaction to market direction and volatility: dividend change announcements", *The Journal of Financial Research*, Vol. XXVIII, Nº 1, pp. 21-40.

Dolde, W. (1993): "The trajectory of corporate financial risk management", *Continental Bank Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 6, Fall, pp. 33-41.

Donihue, M. R. y Watts, M. (1995): "Teaching economic forecasting to undergraduates", *Journal of Economic Education*, Vol. 26, Nº 2 (Spring), pp. 113-121.

Drakos, K. (2001): "Interest Rate Risk and Bank Common Stock Returns: Evidence from the Greek Banking Sector", *Technical report, London Guildhall University*.

Drew, M. E. y Veeraraghavan, M. (2003): "Beta, firm size, book-to-market equity and stock returns", *Journal of Asia Pacific Economy*, Vol. 8, Nº 3, pp. 354-379.

Dritsaki, M. (2005): "Linkage between Stock Market and Macroeconomic Fundamentals: Case Study of Athens Stock Exchange", *Journal of Financial Management and Analysis*, Vol. 18, Nº 1, pp. 38-47.

Durand, D. (1957): "Growth Stocks and the Petersburg Paradox", *The Journal of Finance*, Vol. 12, Nº 3, pp. 348-363.

Durnev, A., Morck, R., Yeung, B. y Zarowin, P. (2003): "Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?", *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, Nº 5, pp. 797-836.

Easley, D., Hvidkjaer, S. y O'Hara, M. (2002): "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?", *The Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 2185-2221.

Elyasiani, E. y Mansur, I. (1998): "Sensitivity of the bank stock returns distribution to changes in the level and volatility of interest rate: A GARCH-M model", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 22, Nº 5, pp. 535-563.

Ehrmann, M. y Fratzscher, M. (2003): "Monetary Policy Announcements and Money Markets: A Transatlantic Perspective", *International Finance*, Vol. 6, N° 3, pp. 309-328.

Estep, T. y Hanson, N. (1980): *The Valuation of Financial Assets in Inflation*, New York: Salomon Brothers.

Estep, T., Hanson, N. y Johnson, C. (1983): "Sources of Value and Risk in Common Stocks", *Journal of Portfolio Management*. Summer.

Estep, T., Hanson, N., Clayman, M., Johnson, C. y Singer, J. (1981): "The Fundamental Factor Model of Risk and Return in Common Stocks", *Salomon Brothers Inc., Stock Research*. July.

Esteve, V. y Tamarit, C. R. (1996): "Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española". *Moneda y Crédito*, N° 203, pp. 11-41.

Evans, M. D. (1998): "Real Rates, Expected Inflation and Inflation Risk Premia", *The Journal of Finance*, Vol. LIII, N° 1 (February), pp. 187-218.

Ewing, B. T. (2002): "Macroeconomic News and the Returns of Financial Companies", *Managerial and Decision Economics*, Vol. 23, N° 8, pp. 439-446.

Ewing, B. T., Forbes, S. M. y Paynes, J. E. (2003): "The effects of macroeconomic shocks on sector-specific returns", *Applied Economics*, Vol. 35, pp. 201-207.

Ewing, B. T., Kruse, J. B. y Thompson, M. A. (2005): "Comparing the Impact of News: A Tale of Three Health Care Sectors", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, N° 7, pp. 1587-1611.

Faff, R. y Heaney, R. (1999): "An examination of the relationship between Australian industry equity returns and expected inflation", *Applied Economics*, Vol. 31, pp. 915-933.

Faff, R., Hodgson A. y Kremmer, M. L. (2005): "An Investigation of the Impact of Interest Rates and Interest Rate Volatility on Australian Financial Sector Stock Return Distributions", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, N° 5-6, pp. 1001-1031.

Fair, R. C. (2002): "Events That Shook the Market", *Journal of Business*, Vol. 75, N° 4, pp. 713-731.

Fama, E. y MacBeth, J. (1973): "Risk, Return and Equilibrium: Some Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, May/June, pp. 607-636.

Fama, E. F. (1975): "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation", *The American Economic Review*, Vol. 65, N° 3, pp. 269-282.

Fama, E. F. (1981): "Stock returns, real activity, inflation and Money", *The American Economic Review*, Vol. 71, N° 4, pp. 545-565.

Fama, E. F. (1982): "Inflation, Output and Money", *Journal of Business*, Vol. 55, N° 2, pp. 201-231.

- Fama, E. F. (1990): "Stock returns, expected returns, and real activity", *The Journal of Finance*, Vol. 45, N° 4, pp. 1089-1108.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1989): "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, N° 1, pp. 23-49.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1992): "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 427-467.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1993): "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1996): "Multifactor Explanation of Asset Pricing Anomalies", *The Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 55-84.
- Fama, E. F. y French, K. R. (2004): "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago*.
- Fama, E. F. y Gibbons, M. R. (1982): "Inflation, Real Returns and Capital Investments", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, pp. 297-323.
- Fama, E. F. y Schwert, G. W. (1977): "Asset Returns and Inflation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, November, pp. 115-146.
- Fargher, N. L y Weigand, R. A. (1998): "Changes in the stock price reaction of small firms to common information", *The Journal of Financial Research*, Vol. XXI, N° 1, pp. 105-121.
- Feldstein, M. (1980): "Inflation and the Stock Market", *The American Economic Review*, Vol. 70, December, pp. 839-847.
- Feldstein, M. y Summers, L. (1979): "Inflation and the Taxation of Capital Gains in the Corporate Sector", *National Tax Journal*, Vol. 32, December, pp. 445-470.
- Ferrara, L. (2003): "A three-regime real-time indicator for the US economy", *Economics Letters*, Vol. 81, N° 3, pp. 373-378.
- Ferrer Lapeña, R. (2000): "Interrelaciones entre el mercado de acciones y la tasa de inflación en el caso español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXIX, N° 104, pp. 377-413.
- Ferrer Lapeña, R. (2002): "Un enfoque alternativo para la medición del riesgo de interés en el ámbito de la renta variable", *Boletín ICE Económico: Información Comercial Española*, N° 2746, pp. 25-34.
- Ferrer Lapeña, R., González Baixailu, C. y Soto Pacheco, G. M. (2005): "Oportunidades de crecimiento empresarial y riesgo de interés en el mercado bursátil español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXIV, N° 126, pp. 595-612.
- Ferrer Lapeña, R. y Matallín Sáez, J. C. (2004): "Exposición al riesgo de tipo de interés de los fondos de inversión de renta variable: evidencia en el caso español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXIII, N° 122, pp. 637-668.

Ferrer, R., Santomá, J. y Sebastián, A (1999): “El riesgo de interés en el mercado español de acciones. Una aproximación sectorial”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXVIII, Nº 98, pp. 43-75.

Findlay, D. W. (1991): “Budget deficits, short-term real interest rates and the specification of expected inflation: an empirical investigation”, *Applied Economics*, Vol. 23, pp. 1147-58.

Fischer, A. M. (1993): “Canadian CPI announcements over the disinflationary cycle: evidence from the foreign exchange rate market”, *Applied Economics*, Vol. 25, pp. 1045-1051.

Fisher, I. (1930): *The Theory of Interest*, Macmillan. New York.

Flannery, M. J. y Protopapadakis, A. A. (2002): “Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 15, Nº 3, pp. 751-782.

Flannery, M. J. y James, C. (1984): “The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions”, *The Journal of Finance*, Vol. 39, pp. 1141-1153.

Flannery, M.J., Hameed, A. S. y Harjes, R. H. (1997): “Asset pricing, time-varying risk premia and interest rate risk”. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, Nº 3, 1997, pp. 315-335.

Fleming, M. J. y Remolona, E. M. (1999): “Price Formation and Liquidity in the U.S. Treasury Market: The response to Public Information”, *The Journal of Finance*, Vol. 54, Nº 5, pp. 1901-1915.

Foerster, S. R. y Sapp, S. G. (2003): “How Do Interest Rate Changes Affect Equities?”, *Canadian Investment Review*, Spring 2003, Vol. 16, Nº 1, pp. 26-34.

Fornari, F. (2004): “Macroeconomic announcements and applied volatilities in swaption markets”, *Bank for International Settlements (BIS) Quarterly Review*, September, pp. 79-86.

Fraser, D., Madura, J. y Weigand, R. A. (2002): “Sources of Bank Interest Rate Risk”, *The Financial Review*, Vol. 37, Nº 3, pp. 351-367.

French, K. R., Ruback, R. S. y Schwert, G. W. (1983): “Effects of Nominal Contracting on Stock Returns”. *Journal of Political Economy*, Vol. 91, Nº 1, pp. 70-96.

French, K. R., Schwert, G. W. y Stambaugh, R. (1987): “Expected stock returns and volatility”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, September, pp. 3-29.

Froot, K. (1989): “New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 44, pp. 283-305.

Funke, N. y Matsuda, A. (2006): “Macroeconomic News and Stock Returns in the United States and Germany”, *German Economic Review*, Vol. 7, Nº 2, pp. 189-210.

Galati, G. y Ho, C. (2003): “Macroeconomic News and the Euro/Dollar Exchange Rate”, *Economic Notes*, Vol. 32, Nº 3, pp. 371-398.

Gallagher, L. A. y Taylor, M. P. (2002): "The Stock Return-Inflation Puzzle Revisited", *Economic Letters*, Vol. 75, pp. 147-156.

Geske, R. y Roll, R. (1983): "The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation", *The Journal of Finance*, Vol. 38, Nº 1, pp. 1-33.

Gibson, S.; Safieddine, A. y Titman, S. (2000): "Tax-motivated trading and price pressure: an analysis of mutual fund holdings", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, Nº 3, September, pp. 369-386.

Giliberto, M. (1985): "Interest rate sensitivity in the common stocks of financial intermediaries: a methodological note", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 20, pp. 123-126.

Goldberg, L. y Leonard, D. (2003): "What Moves Sovereign Bond Markets? The Effects of Economic News on U.S. and German Yields", *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 9, Nº 9, Federal Reserve Bank of New York, September.

Gonzalo Angulo, J. A. (2000): *La tesis doctoral. Planificación y ejecución de un trabajo de investigación en Contabilidad y Finanzas*, AECA, Madrid.

Gordon, M. J. (1959): "Dividends, Earnings and Stock Prices", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 41, Nº 2, pp. 99-105.

Gordon, M. J. y Shapiro, E. (1956): "Capital Equipment Analysis: The Required Rate of Profit", *Management Science*, October, Vol. 3, Nº 1, pp. 102-110.

Gould, J. B. y Sorensen, E. H. (1986): "Duration: A Factor in Equity Pricing", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 12, pp. 38-43.

Graham, M., Nikkinen, J. y Sahlström, P. (2003): "Relative Importance of Scheduled Macroeconomic News for Stock Market Investors", *Journal of Economics and Finance*, Vol. 27, Nº 2, pp. 153-165.

Grammenos, C. T. y Arkoulis, A. G. (2002): "Macroeconomic Factors and International Shipping Stock Returns", *International Journal of Maritime Economics*, Vol. 4, pp. 81-99.

Green, T. C. (2004): "Economic News and the Impact of Trading on Bond Prices", *The Journal of Finance*, Vol. 59, Nº 3, pp. 1201-1233.

Guo, H. y Whitelaw, R. F. (2006): "Uncovering the Risk-Return Relation in the Stock Market", *The Journal of Finance*, Vol. 61, Nº 3, pp. 1433-63.

Gupta, K. L. (1992): "Interest rates, income taxes and anticipated inflation", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, pp. 973-81.

Gurgul, H., Mestel, R. y Schleicher, C. (2003): "Stock Market Reactions to Dividend Announcements: Empirical Evidence from the Austrian Stock Market", *Financial Markets and Portfolio Management*, Vol. 17, Nº 3, pp. 332-350.

Hagmann, M. y Lenz, C. (2004): "Real Asset Returns and Components of Inflation: A Structural VAR Analysis", *Working Paper, FAME Research Paper No. 118*.

- Hahn, E. (2002): "Core Inflation in the Euro Area: Evidence from the Structural VAR Approach", *CFS (Centre for Financial Studies) Working paper N° 2001/09*.
- Hakkarainen, A., Kasanen, E. y Puttonen, V. (1997): "Interest Rate Risk Management in Major Finnish Firms", *European Financial Management*, Vol. 3 N° 3, pp. 255-268.
- Hamelink, F., MacGregor, B, Nanthakumaran, N. y Orr, A. (2002): "A comparison of UK equity and property duration", *Journal of Property Research*, Vol. 19, pp. 61-80.
- Hamilton, J. D. (1989): "A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle", *Econometrica*, Vol. 57, N° 2, pp. 357-384.
- Hamilton, J. D. (1996): "Specification testing in Markov-switching time-series models", *Journal of Econometrics*, Vol. 70, N° 1, pp. 127-157.
- Haugen (1995): *The New Finance. The Case against Efficient Markets*, Ed. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Haugen, R. A. y Lakonishok, J. (1998): *El increíble Efecto Enero*. Edit. Ariel. Barcelona.
- Hawawini, G. A. (1982): *Bond Duration and Immunization: Early Developments and Recent Contributions*, Garland Publishing, Inc., New York.
- Hawawini, G. A. (1982): *The Mathematics of Macaulay's Duration*, En Hawawini (ed.).
- He, L. T. y Reichert, A. K. (2003): "Time Variation Paths of Factors Affecting Financial Institutions and Stock Returns", *Atlantic Economic Journal (AEJ)*, Vol. 31, N° 1, pp. 71-87.
- Heiner, R. (1983): "On the origins of predictable behaviour", *The American Economic Review*, Vol. 73, September, pp. 560-595.
- Helmut, F. (1990): *Theories of inflation*, Cambridge surveys of economic literature, USA.
- Hess, D. (2004): "Determinants of the Relative Price Impact of Unanticipated Information in U.S. Macroeconomic Releases", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 24, N° 7, pp. 609-629.
- Hess, M. K. (2003): "What drives Markov regime-switching behavior of stock markets? The Swiss case", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 12, N° 5, pp. 527-543.
- Hess, A. C. y Kamara, A. (2005): "Conditional Time-Varying Interest Rate Risk Premium: Evidence from the Treasury Bill Futures Market", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 37, N° 4, pp. 679-698.
- Hess, P. J. y Lee, B. S. (1999): "Stock Returns and Inflation with Supply and Demand Disturbances", *The Review of Financial Studies*, Vol. 12, pp. 1203-1218.
- Hevert, K. T., McLaughlin, R. M. y Taggart, R. A. (1998 a): "Growth Options and Equity Duration", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 25, N° 1 (Fall 1998), pp. 43-50.

Hevert, K. T., McLaughlin, R. M. y Taggart, R. A. (1998 b): "Interest Rates, Inflation and the Value of Growth Options", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 38, Special Issue, pp. 599-613.

Hicks, V. R. (1939): *Value and Capital*, Clarendon Press, Londres.

Hogan, S., Johnson, M. y Laflèche, T. (2001): "Core Inflation", *Technical Report N° 89 Bank of Canada*.

Hondroyannis, G. y Papapetrou, E. (2006): "Stock returns and inflation in Greece: A Markov switching approach", *Review of Financial Economics*, Vol. 15, N° 1, pp. 76-94.

Hopewell, M.H. y Kaufman, G.G. (1973): "Bond Price Volatility and Term to Maturity: A Generalized Respecification", *The American Economic Review*, September, Vol. 63, N° 4, pp. 749-753.

Hu, X. y Willett, T. D. (2000): "The variability of inflation and real stock returns", *Applied Financial Economics*, Vol. 10, pp. 655-665.

Huang, B-N, Hwang, M. J. y Peng, H-P (2005): "The asymmetry of the impact of oil price shocks on economic activities: An application of the multivariate threshold model", *Energy Economics*, Volume 27, N° 3, pp. 455-476.

Hurley, W. J. y Johnson, L. D. (1994): "A Realistic Dividend Valuation Model", *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, N° 4, July-August, pp. 50-54.

Hurley, W. J. y Johnson, L. D. (1995): "A Note on the Measurement of Equity Duration and Convexity", *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, N° 3, May-June, pp. 77-79.

Hurley, W. J. y Johnson, L. D. (1998): "Generalized Markov Dividend Discount Models", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 25, N° 1, Fall, pp. 27-31.

Ippolito, R. A. (1985): "The Labour Contract and True Economic Pension Liabilities", *The American Economic Review*, Vol. 75, December, pp. 1031-43.

Jackson, D. L. y Cable, S. (2002): "Forecasting Data in Litigation Utilizing Correlation, ARIMA and Curve Estimation", *Journal of Legal Economics*, Vol. 12, N° 1 (Spring), pp. 39-51.

Jaffe, J. y Mandelker, G. (1976): "The Fisher' Effect for Risky Assets: An Empirical Investigation", *The Journal of Finance*, Vol. 31, N° 2, pp. 447-458.

James, C., Koreisha, S. y Partch, M. (1985): "A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates", *The Journal of Finance*, Vol. XL, N° 5 (December), pp. 1375-1384.

Jareño Cebrián, F. (2002): "Interrelación entre el mercado de renta variable y los tipos de interés: estudio del coeficiente de absorción de la inflación de las empresas españolas", Trabajo de Investigación en el Área de Economía Financiera de la Universidad de Castilla-La Mancha, Noviembre.

Jareño Cebrián, F. (2006 a): "Sensibilidad de los rendimientos sectoriales a tipos de interés reales e inflación", aceptado para su publicación en *Investigaciones Económicas*.



Jareño Cebrián, F. (2006 b): “Cambio de metodología en la elaboración del IPC y su impacto sobre la respuesta sectorial ante anuncios de inflación”, aceptado para su publicación en *ICE, Revista de Economía*.

Jareño Cebrián, F. (2006 c): “Riesgo de interés e inflación: revisión”, aceptado para su publicación en *Estrategia Financiera*.

Jareño, F. (2005): “Flow-through capability: The Spanish case”, *Journal of Asset Management*, Vol. 6, Nº 3, pp. 191-205.

Jareño, F. y Díaz, A. (2006): “Explanatory Factors of the Inflation News Impact on Sectorial Stock Returns”, *IX Italian-Spanish Congress of Financial and Actuarial Mathematics*, Alcalá de Henares (Madrid, Spain).

Jareño, F. y Navarro, E. (2006): “Stock Duration and Inflation Shocks”, *Conference MAF (Mathematical and Statistical Methods for Insurance and Finance) 2006*, Salerno (Italy).

Jensen, M. J. y Liu, M. (2006): “Do long swings in the business cycle lead to strong persistence in output?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, Nº 3, pp. 597–611.

Joehnk, M. D. y Nielsen, J. F. (1976-77): “The effect of interest rates on utility share prices”, *Review of Business and Economic Research*, Vol. 12, Nº 2, pp. 35-43.

Johnson, L. D. (1984): “Sources of Risk and Value in Common Stocks: Comment”. *Journal of Portfolio Management*, 1984, pp. 84-85.

Johnson, L. D. (1986): “Dividend Yields are Equity Risk Premiums: Comment” *Journal of Portfolio Management*, 1986, pp. 81-83.

Jones, C. P., Wilson, J. W. y Lundstrum, L. L. (2002): “Estimating Stock Returns”, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 29, Nº 1, pp. 40-50.

Joyce, M. A. S. y Read, V. (2002): “Asset price reactions to RPI announcements”, *Applied Financial Economics*, Vol. 12, pp. 253-270.

Kadiyala, P. (2000): “The Relation Between the Magnitude of Growth Opportunities and the Duration of Equity”, *The Journal of Financial Research*, Vol. XXIII, Nº 3, Fall 2000, pp. 285-310.

Kane, E. J. y Unal, H. (1988): “Change in market assessments of deposit-institution riskiness”, *Journal of Financial Services Research*, Vol. 1, pp. 207-229.

Kane, E. J. y Unal, H. (1990): “Modelling Structural and Temporal Variation in the Market’s Valuation of Banking Firms”, *The Journal of Finance*, Vol. 45, March, pp. 113-136.

Kang, T. (2005): “Global Market Segmentation and Patterns in Stock Market Reaction to US Earnings Announcements: Further Evidence”, *Journal of International Financial Management & Accounting*, Vol. 16, Nº 2, pp. 123-141.

Kaul, G. (1987): “Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, June, pp. 253-276.

- Kavussanos, M. G., Marcoulis, S. N. y Arkoulis, A. G. (2002): "Macroeconomic factors and international industry returns", *Applied Financial Economics*, Vol. 12, Nº 12, pp. 923-931.
- Kibritçionglu, A. (2005): "Causes of Inflation In Turkey: A Literature Survey with Special Reference to Theories of Inflation", *Economics Working Paper Archive at WUSTL*.
- Kim, J-R. (2003): "The stock return-inflation puzzle and the asymmetric causality in stock returns, inflation and real activity", *Economics Letters*, Vol. 80, Nº 2, pp. 155-160.
- Kim, M. K. y Burnie, D. A. (2002): "The firm size effect and the economic cycle", *The Journal of Financial Research*, Vol. XXV, Nº 1, pp. 111-124.
- Kim, S-J, McKenzie, M. D. y Faff, R. W. (2004): "Macroeconomic news announcements and the role of expectations: evidence for US bond, stock and foreign exchange markets", *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 14, Nº 3, pp. 217-232.
- Kliesen, K. L. y Schmid, F. A. (2006): "Macroeconomic News and Real Interest Rates", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 88, Nº 2, pp. 133-143.
- Korkie, B. M. (1974): "Comment: Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9 (November 1974), pp. 723-725.
- Kothari, S. P., Lewellen, J. y Warner, J. B. (2006): "Stock returns, aggregate earnings surprises, and behavioral finance", *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, Nº 3, pp. 537-568.
- Kwan, S. (2000): "Three Questions about "New Economy" Stocks", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, 2000, Nº 12.
- Kwan, S. H. (1991): "Re-examination of Interest Rate Sensitivity of Commercial Bank Stock Returns using a Random Coefficient Model", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 5, pp. 61-76.
- Laínez, J.A. y Cuéllar, B. (2002): "Anomalías empíricas en la rentabilidad bursátil", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 10, Nº 30, pp. 133-162.
- Lease, R. C., John, K., Kalay, A., Loewenstein, U. y Sarig, O. H. (2000): "Dividend Policy. Its Impact on Firm Value", *Harvard Business School Press*. Boston Massachusetts.
- Lee, B. (1992): "Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation", *The Journal of Finance*, Vol. XLVII, Nº 4 (September), pp. 1591-1603.
- Lee, K. (1999): "Unexpected inflation, inflation uncertainty and stock returns", *Applied Financial Economics*, Vol. 9, pp. 315-328.
- Leibowitz, M. L. y Kogelman, S. (1990): "Inside the P/E Ratio: The Franchise Factor", *Financial Analysts Journal*, November-December, Vol. 46, Nº 6, pp. 17-35.

- Leibowitz, M. L. y Kogelman, S. (1991): "The Franchise Factor for Leveraged Firms", *Financial Analysts Journal*, November-December, Vol. 47, N° 6, pp. 29-43.
- Leibowitz, M. L. y Kogelman, S. (1993): "Resolving the Equity Duration Paradox", *Financial Analysts Journal*, January-February, Vol. 49, N° 1, pp. 51-64.
- Leibowitz, M. L. y Kogelman, S. (1994): *Franchise Value and the Price/Earnings Ratio*, Charlottesville, VA: The Research Foundation of AIMR.
- Leibowitz, M. L. y Kogelman, S. (2000): "Spread-Driven Dividend Discount Models", *Financial Analysts Journal*, November-December, Vol. 56, N° 6, pp. 64-81.
- Leibowitz, M. L. y Martin, L. (1986): "Total Portfolio Duration: A New Perspective on Asset Allocation". *Financial Analysts Journal*, Vol.42, N° 5 (September-October): pp. 18-29, 77.
- Leibowitz, M. L. y Martin, L. (1997): *Sales-Driven Franchise Value*, Charlottesville, VA: The Research Foundation of AIMR.
- Leibowitz, M. L., Sorensen, E. H., Arnott, R. D. y Hanson, N. H (1989): "A Total Differential Approach to Equity Duration", *Financial Analysts Journal*, Sept-Oct. 1989, Vol. 45, N° 5, pp. 30-37.
- Leiser, D. y Drori, S. (2005): "Naïve understanding of inflation", *Journal of Socio-Economics*, Vol. 34, pp. 179-198.
- Levin, A. T. y Piger, G. M. (2004): "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?", *Working paper series N° 334, European Central Bank*.
- Lewin, R. A. y Satchell, S. E. (2001): "The Derivation of a New Model of Equity Duration". *DAE Working Papers*, Department of Applied Economics, Univers. Of Cambridge.
- Liang, Y. y Webb, J. (1995): "Pricing of interest rate risk for mortgage REITs", *Journal of Real Estate Research*. Vol. 10, N° 4, pp. 461-470.
- Ling, D. y Naranjo, N. (1997): "Economic risk factors and commercial real estate returns", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 14, N° 3, pp. 283-307.
- Lintner, J. (1975): "Inflation and Security Returns", *The Journal of Finance*, Vol. 30, N° 2, pp. 259-280.
- Liow, K. H., Ooi, J. T. L. and Wang, L. K (2003): "Interest rate sensitivity and risk premium of property stocks", *Journal of Property Research*, Vol. 20, N° 2, pp. 117-132.
- Lynge, M. J., Jr y Zumwalt, J. K. (1980): "An empirical study of the interest rate sensitivity of commercial bank returns. A multi-index approach", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15, pp. 731-742.
- Lloyd, W. P. y Schick, R. A. (1977): "A test of Stone's two-index model of returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 12, N° 3, pp. 363-376.

López-Salido, J. D., Restoy, F. y Vallés J. (2005): "Inflation Differentials in EMU: the Spanish case", *Moneda y Crédito*, Nº 220, pp. 55-104.

Lothian, J. R. y McCarthy, C. H. (2001): "Equity Returns and Inflation: The Puzzlingly Long Lags", *CRIF (Center for Research in International Finance), Working Paper No. 02005*.

Lucas, A. y Klaassen, P. (2006): "Discrete versus continuous state switching models for portfolio credit risk", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, Nº 1, pp. 23-35.

L'Her, J-F., Masmoudi, T. y Suret, J-M. (2004): "Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 14, Nº 4, pp. 313-328.

Macaulay, F. R. (1938): "Some Theoretical Problems Suggested by the Movement of Interest Rates Bond Yields and Stock Prices in the United States since 1856", *National Bureau of Economic Research New York*, 1938.

Madura, J. y Zarruk, E. R. (1995): "Bank exposure to interest rate risk: A global perspective", *The Journal of Financial Research*, Vol. 18, Nº 1, pp. 1-13.

Madura, J. y Schnusenberg, O. (2000): "Effect of Federal Reserve Policies on Bank Equity Returns", *The Journal of Financial Research*, Vol. XXIII, Nº 4, pp. 421-447.

Makin, J. H. (1982): "Anticipated Money, Inflation Uncertainty and Real Economic Activity", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 64, Nº 1, pp. 126-134.

Malkiel, B. G. (1996): *A Random Walk Down Wall Street*, Ed. Norton & Company, New York.

Malkiel, B.G. (1966): *The Term Structure of Interest Rates. Expectations and Behaviour Patterns*, Ed. Princeton University Press.

Manganelli, S. (2002): "Duration, volume and volatility impact of trades", *European Central Bank, WP Series*, Nº 125, February.

Marín Vigueras, J. M. y Rubio Irigoyen, G. A. (2001): *Economía Financiera*, Ed. Antoni Bosch, Barcelona.

Marshall, D. A. (1992): "Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy", *The Journal of Finance*, Vol. 47, Nº 2, pp. 1315-1342.

Massot, M., Navarro, E. y Nave, J. M. (2001): "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXX, Nº 109, pp. 795-813.

Massot, M. y Nave, J. M. (2003): "La hipótesis de las expectativas en el largo plazo: evidencia en el mercado español de deuda pública", *Investigaciones Económicas*, Vol. 27, Nº 3, pp. 533-564.

Matilla-García, M. (2005): "A SVAR model for estimating core inflation in the Euro zone", *Applied Economics Letters*, Vol. 12, Nº 3, pp. 149-154.

- Mauleón, I. (1987): "Determinantes y perspectivas de los tipos de interés", *Papeles de Economía Española*, Nº 32, pp. 79-92.
- McCue, T. y Kling, J. (1994): "Real estate returns and macroeconomy: some empirical evidence from real estate investment trust data 1972-1991", *Journal of Property Research*, Vol. 9, Nº 3, pp. 277-88.
- McKenzie, M. D. y Brooks, R. D. (2003): "The role of information in Hong Kong individual stocks futures trading", *Applied Financial Economics*, Vol. 13, Nº 2, pp. 123-131.
- McQueen, G. y Roley, V. V. (1993): "Stock Prices, News, and Business Conditions", *The Review of Financial Studies*, Vol. 6, Nº 3, pp. 683-707.
- Meneu, V., Navarro, E. y Barreira, M. T. (1992): *Análisis y gestión del riesgo de interés*, Ed. Ariel, Barcelona.
- Meneu, V. y Pardo, A. (2001): "El efecto "día festivo" en la Bolsa española", *Moneda y Crédito*, Nº 213, pp. 97-127.
- Meneu, V. y Pardo, A. (2004): "Pre-holiday effect, large trades and small investor behaviour", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 11, Nº 2, pp. 231-246.
- Merton, R. C. (1980): "On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, pp. 323-361.
- Mestel, R. y Gurgul, H. (2003): "ARIMA Modeling of Event Induced Stock Price Reactions in Austria", *Central European Journal of Operations Research*, Vol. 11, Nº 4 (December), pp. 317-334.
- Mishkin, F. S. (1982): "Monetary Policy and Short-Term Interest Rates: An Efficient Markets-Rational Expectations Approach", *The Journal of Finance*, Vol. 37, Nº 1, pp. 63-72.
- Mishkin, F. S. (1990): "What does the term structure tell us about future inflation?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, Nº 1, pp. 77-95.
- Mishkin, F. S. (1992): "Is the Fisher Effect for Real? A Re-examination of the Relationship between Inflation and Interest Rates". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, pp. 195-215.
- Mitchell, K. (1989): "Interest Rate Risk at Commercial Banks: An Empirical Investigation", *The Financial Review*, Vol. 24, Nº 3, August, pp. 431-455.
- Modigliani, F. y Cohn, R. A. (1979): "Inflation, Rational Valuation and the Market", *Financial Analysts Journal*, Vol. 35, Nº 2, (March/April 1979), pp. 24-44.
- Moolman, E. (2004): "A Markov switching regime model of the South African business cycle", *Economic Modelling*, Vol. 21, Nº 4, pp. 631-646.
- Mosheni, A. y Plumyène, J. M. (1991): *La duration et le risque de taux*, Ed. PUF.
- Mueller, G. y Pauley, K. (1995): "The effect of interest-rate movements on real estate Investment Trusts", *Journal of Real Estate Research*, Vol. 10, Nº 3, pp. 319-325.

- Mundell, R. (1963): "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, Vol. 71, pp. 280-283.
- Murtagh, J. P. y Bessler, W. (2003): "Interest rate and exchange rate risk in financial and non-financial industries: an international study", *Working paper, Conference of the Multinational Finance Society, Montreal (Canada)*.
- Navarro, E. y Nave, J. M. (2001): *Fundamentos de Matemáticas Financieras*, Ed. Antoni Bosch, Barcelona.
- Nelson, C. R. (1976): "Inflation and Rates of Return on Common Stock", *The Journal of Finance*, Vol. 31, N° 2, pp. 471-483.
- Nelson, C. R. (1979): "Recursive Structure in US Income, Prices and Output", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 1307-1327.
- Newey, W. y West, K. (1987): "A simple, positive, semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, Vol. 55, N° 3, pp. 703-708.
- Nieto, B. (2002): "La valoración intertemporal de activos: un análisis empírico para el mercado español de valores", *Investigaciones Económicas*, Vol. 26, N° 3, pp. 497-524.
- Nieto, B. y Rodríguez, R. (2004): "Modelos de valoración de activos condicionales: un panorama comparativo con datos españoles", *Documento de trabajo 04-02, Serie de Economía de la Empresa 02, Universidad Carlos III de Madrid*.
- Nikkinen, J. y Sahlström, P. (2004): "Impact of the federal open market committee's meetings and scheduled macroeconomic news on stock market uncertainty", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 13, N° 1, pp. 1– 12.
- Novalés, A. (1993): *Econometría*, Ed. McGraw-Hill, Madrid.
- Novalés, A. (1997): *Estadística y Econometría*, Ed. McGraw-Hill, Madrid.
- O'Neal, E.S. (1998): "Why electric utility stocks are sensitive to interest rates", *The Financial Review*, Vol. 33, N° 1, pp. 147-161.
- O'Reilly, G. y Whelan, K. (2004): "Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?", *Working paper series N° 335, European Central Bank*.
- Oertmann, P. (2000): "Why do Value Stocks earn Higher Returns than Growth Stocks, and Vice Versa?", *Financial Markets and Portfolio Management*, Vol. 14, N° 2, pp. 131-151.
- Oertmann, P., Rendu, C. y Zimmermann, H. (2000): "Interest Rate Risk of European Financial Corporations", *European Financial Management*, Vol. 6, N° 4, 2000, pp. 459-478.
- Park, K. y Ratti, R. A. (2000): "Real Activity, Inflation, Stock Returns, and Monetary Policy", *The Financial Review*, Vol. 35, N° 2, pp. 59-77.

- Paye, B. S. y Timmermann, A. (2006): "Instability of return prediction models", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 13, Nº 3, pp. 274-315.
- Peach, R. W., Rich, R. y Antoniadis, A. (2004): "The Historical and Recent Behavior of Goods and Services Inflation", *FRBNY Economic Policy Review*.
- Pearce, D. K y Solakoglu, M. N. (2006): "Macroeconomic News and Exchange Rates", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Forthcoming.
- Pearce, D. K. (1984): "An Empirical Analysis of Expected Stock Price Movements", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 16, Nº 3 (August), pp. 317-327.
- Pearce, D. K. y Roley, V. (1985): "Stock Prices and Economic News", *Journal of Business*, Vol. 58, Nº 1, Enero, pp. 49-67.
- Pearce, D. K. y Roley, V. (1988): "Firm Characteristics, Unanticipated Inflation, and Stock Returns", *The Journal of Finance*, Vol. XLIII, Nº 4. pp. 965-981.
- Peláez, R. F. (1995): "The Fisher Effect Reprise", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 17, Nº 2, pp. 333-346.
- Peña. J. I. (1995): "Daily seasonalities and stock market reforms in Spain", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, Nº 6, pp. 419-423.
- Pérez de Gracia, F. y Cuñado, J. (2001): "Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1999", *Estudios sobre la Economía Española, FEDEA*, Nº 65.
- Pesando, J. E. (1985): "The Usefulness of the Wind-Up Measure or Pension Liabilities: A Labor Market Perspective", *The Journal of Finance*, Vol. 40, Nº 3, July, pp. 927-40.
- Pesando, J. E. (1987): "Discontinuities in Pension Benefit Formulas and the Spot Model of the Labor Market: Implications for Financial Economists", *Economic Inquiry*, Vol. 25, Nº 2, April, pp. 215-238.
- Petkova, R. (2006): "Do the Fama-and French factors proxy for innovations in state variables?", *The Journal of Finance*, Vol. 61, Nº 2, pp. 581-612.
- Petkova, R. y Zhang, L. (2005): "Is value riskier than growth?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 78, Nº , pp. 187-202.
- Poitras, M. (2004): "The Impact of Macroeconomic Announcements on Stock Prices: In Search of State Dependence", *Southern Economic Journal*, Vol. 70, Nº 3, pp. 549-565.
- Poterba, J.M. y Weisbenner, S.J. (2001): "Capital gains tax rules, tax-loss trading, and turn-of-the-year return", *The Journal of Finance*, Vol. 56, Nº 1, February, pp. 353-368.
- Prasad, A. M. y Rajan, M. (1995): "The role of exchange and interest risk in equity valuation: A comparative study of international stock markets", *Journal of Economics and Business*, Vol. 47, Nº 5, pp. 457-472.
- Pulido San Román, A. y Pérez García, J. (2001): *Modelos econométricos*, Ed. Pirámide, Madrid.

Ramchander, S., Simpson, M. W. y Chaudhry, M. (2003): "The Impact of Inflationary News on Money Market Yields and Volatilities", *Journal of Economics and Finance*, Vol. 27, Nº 1, pp. 85-101.

Ramchander, S., Simpson, M. W. y Chaudhry, M. (2005): "The influence of macroeconomic news on term and quality spreads", *Quarterly Review of Economics & Finance*; Vol. 45, Nº 1, pp. 84-102.

Ramchander, S., Simpson, M. W. y Webb, J. R. (2003): "Macroeconomic News and Mortgage Rates", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 27, Nº 3, pp. 355-377.

Rico, P. (2000): "Procesos estocásticos del tipo de interés a corto plazo", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 22, Nº 8, pp. 57-70.

Robinson, K. J. (1995): "Interesting Times for Banks since Basle", *Financial Industry Studies*, *Federal Reserve Bank of Dallas*, July, pp. 9-16.

Rubio, G. (1988): "Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 12, Nº 2, pp. 221-242.

Rubio, G. (1989): "An Empirical Evaluation of the Intertemporal Capital Asset Pricing Model: The Stock Market in Spain", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 16, Nº 5, pp. 729-743.

Rubio, G. (1990): "The Stock Market in Spain: Performance, Structure, and the Behavior of Asset Prices", *Financial Markets and Portfolio Management*, Vol. 4, Nº 4, pp. 332-354.

Rubio, G. y Salvador, L. (1991): "Estacionalidad diaria de los precios de las acciones en el mercado español de capitales", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XX, Nº 67, pp. 307-336.

Sack, B. (2000): "Deriving Inflation Expectations from Nominal and Inflation-indexed Treasury Bills", *Journal of Business*, Vol. 60, Nº 4, pp. 473-489.

Sadorsky, P. (1999): "Oil price shocks and stock market activity", *Energy Economics*, Vol. 21, Nº 5, pp. 449-469.

Saunders, A. (1978): "Expected inflation, unexpected inflation and the return on UK shares, 1961-1973", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 5, Nº 3, pp. 309-320.

Saunders, A. y Yourougou, P. (1990): "Are Banks Special? The Separation of Banking from Commerce and Interest Rate Risk", *Journal of Economics and Business*, Vol. 42, Nº 2, pp. 171-82.

Schink, G. R. y Bower, R. S. (1994): "Application of the Fama-French Model to Utility Stocks", *Financial Markets, Institutions and Instruments*, Vol. 3, pp. 74-96.

Schwert, G. W. (1981): "The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation", *The Journal of Finance*, Vol. 36, Nº 1, pp. 15-29.



- Scott, W. L. y Peterson, R. L. (1986): "Interest rate risk and equity values of hedged and unhedged financial intermediaries", *The Journal of Financial Research*, Vol. 9, pp. 325-329.
- Scruggs, J. T. (1998): "Resolving the Puzzling Intertemporal Relation between the Market Risk Premium and Conditional Market Variance: A Two-Factor Approach", *The Journal of Finance*, Vol. 53, Nº 2, pp. 575-603.
- Shiller, R. J. (2003): "From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, Nº 1, pp. 83-104.
- Siklos, P. L. y Kwok, B. (1999): "Stock returns and inflation: a new test of competing hypotheses", *Applied Financial Economics*, Vol. 9, Nº 6, pp. 567-581.
- Simpson, M. W. y Ramchander, S. (2004): "An Examination of the Impact of Macroeconomic News on the Spot and Futures Treasuries Markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 24, Nº 5, pp. 453-478.
- Simpson, M. W., Ramchander, S. y Chaudhry, M. (2005): "The impact of macroeconomic surprises on spot and forward foreign exchange markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24, Nº 5, pp. 693-718.
- Smithson, C. W., Smith, C. W. y Wilford, D. S. (1995): *Managing Financial Risk*, Irwin, Chicago.
- Solnik, B. (1983): "The relationship between stock prices and inflationary expectations", *The Journal of Finance*, Vol. 38, Nº 1, pp. 35-48.
- Sorensen, E. H. (1989): "Equity Duration". *Equity Markets and Valuation Methods*. The Institute of Chartered Financial Analysts. Charlottesville.
- Soto, G. M., Ferrer, R. y González, C. (2005): "Determinants of Interest Rate Exposure of Spanish Non-financial Firms", *European Review of Economics and Finance*, Vol. 4, Nº 3, pp. 55-71.
- Srivastava, S. C., Hamid, S. y Choudhury, A. H. (1999): "Stock and Bond Market Linkage in the Empirical Study of Interest Rate Sensitivity of Bank Returns", *Journal of Applied Business Research*, Vol. 15, Nº 1, pp. 47-58.
- Staikouras, S. K. (2003): "The interest rate risk exposure of financial intermediaries: A review of the theory and empirical evidence", *Financial Markets, Institutions and Instruments*, Vol. 12, pp. 257-289.
- Staikouras, S. K. (2004): "The information content of interest rate futures and time-varying risk premia", *Applied Financial Economics*, Vol. 14, Nº 11, pp. 761-771.
- Staikouras, S. K. y Dinnis, E. (2000): "The pricing of risk factors and the UK insurance stocks' performance", *European Research Studies*, Vol. 3, pp. 131-144.
- Staikouras, S.K., (2005): "Equity returns of financial institutions and the pricing of interest rate risk", *Applied Financial Economics*, Vol. 15, Nº 7, pp. 499-508.
- Stevenson, S. (2002): "The sensitivity of European Bank Stocks to German Interest Rates Changes", *Multinational Finance Journal*, Vol. 6, Nº 3 & 4, pp. 223-249.

- Stone, B. K. (1974): "Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9 (November 1974), pp. 709-721.
- Summers, L. H. (1981): "Inflation and the Valuation of Corporate Equities", *Working paper*, N° 824, *National Bureau of Economic Research*, December.
- Sweeney, M. E. (1998): "Interest Rate Hedging and Equity Duration: Australian Evidence", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 7, N° 3, pp. 277-298.
- Sweeney, R. J. y Warga, A. D. (1986): "The pricing of interest rate risk: evidence from the stock market", *The Journal of Finance*, Vol. 41, N° 2, pp. 393-410.
- Tessaromatis, N. (2003): "Stock Market Sensitivity to Interest Rates and Inflation", *Working Paper*, *EFMA 2003 Meeting in Helsinki*.
- Tobin, J. (1965): "Money and Economic Growth", *Econometrica*, Vol. 33, pp. 671-684.
- Trevino, R. y Robertson, F. (2002): "P/E Ratios and Stock Market Returns", *Journal of Financial Planning*, *February Issue*, pp. 76-84.
- Trigeorgis, L. (1996): *Real Options: Managerial Flexibility and Strategy in Resource Allocation*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Tzavalis, E. y Wickens, M. R. (1996): "Forecasting inflation from the term structure", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, N° 1, pp. 103-122.
- Unal, H. y Kane, E. J. (1988): "Two approaches to assessing the interest rate sensitivity of deposit institutions' equity returns", *Research in Finance*, Vol. 7, pp. 113-137.
- Van Horne, J. C. (2001): *Financial Market Rates and Flows*, Prentice Hall, New Jersey.
- Vega, J. L. y Wynne, M. (2003): "A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area", *German Economic Review*, Vol. 4, N° 3, pp. 269-306.
- Venetis, I. A., Paya, I. y Peel, D. A. (2003): "Re-examination of the predictability of economic activity using the yield spread: a nonlinear approach", *International Review of Economics & Finance*, Vol. 12, N° 2, pp. 187-206.
- Veredas, D. (2006): "Macroeconomic Surprises and Short-Term Behaviour in Bond Futures", *Empirical Economics*, Vol. 30, N° 4, pp. 843-866.
- Veronesi, P. (1999): "Stock Market Overreaction to Bad News in Good Times: A Rational Expectations Equilibrium Model", *The Review of Financial Studies*, Vol. 12, N° 5, pp. 975-1007.
- Von Thadden, L. (1999): *Money, Inflation and Capital Formation*, Ed. Springer, Germany.
- Wilcox, J. A. (1983) "The effects of inflation uncertainty and supply shocks on real interest rates", *Economics Letters*, Vol. 12, 163-67.
- Williams, J. B. (1938): *The Theory of Investment Value*, Amsterdam North Holland Publishing.

Wynne, M. y Rodríguez-Palenzuela, D. (2004): “Measurement bias in the HICP: What do we know and what do we need to know?” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 18, N° 1, pp. 79-112.

Yogo, M. (2006): “A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, Vol. 61, N° 2, pp. 539-580.

Yourougou, P. (1990): “Interest-Rate Risk and the Pricing of Depository Financial Intermediary Common Stock”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, pp. 803-20.

Zellner, A. (1962): “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions, and Tests for Aggregation Bias”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, pp. 348-368.

Zhao, X. (1999): “Stock prices, inflation and output: evidence from China”, *Applied Economic Letters*, Vol. 6, N° 8, pp. 509-511.